

МЕТОДЫ ЭКОНОМИКО-МАТЕМАТИЧЕСКОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ

УДК 330.42:336.5

А. С. КОРХИН,
*профессор, доктор физико-математических наук,
профессор кафедры экономической кибернетики и информационных технологий,*
О. П. АНТОНЮК,
*доцент, кандидат экономических наук,
доцент кафедры экономической кибернетики и информационных технологий*
*ГВУЗ "Национальный горный университет"
(Днепропетровск)*

**ОПРЕДЕЛЕНИЕ КОЛИЧЕСТВЕННОЙ ЗАВИСИМОСТИ
ОБОБЩЕННОГО ФАКТОРА ПРОИЗВОДИТЕЛЬНОСТИ
ОТ ОБЪЕМОВ ФИНАНСИРОВАНИЯ
НАУЧНЫХ И НАУЧНО-ТЕХНИЧЕСКИХ РАБОТ
В УКРАИНЕ**

Найдена модель зависимости обобщенного фактора производительности (ОФП) от объемов финансирования научных и научно-технических работ (ННТР) в виде уравнения регрессии. Приведены формулы точечного и интервального прогнозов ОФП.

Ключевые слова: обобщенный фактор производительности, финансирование научных и научно-технических работ Украины, распределенный лаг, коэффициенты лага, прогноз.

A. S. KORKHIN,
*Professor, Doctor of Phys.-Math. Sci.,
Professor of the Chair of Economic Cybernetics and Informational Technologies,*
O. P. ANTONYUK,
*Assoc. Professor, Cand. of Econ. Sci.,
Assoc. Professor of the Chair of Economic Cybernetics and Informational Technologies*
*National Mining University
(Dnepropetrovsk)*

**DETERMINATION OF A QUANTITATIVE
DEPENDENCE OF THE TOTAL FACTOR
OF PRODUCTIVITY ON THE AMOUNT OF FUNDING
FOR THE SCIENTIFIC AND SCIENTIFIC-TECHNICAL WORK
IN UKRAINE**

A model of the dependence of the total factor of productivity (TFP) on the funding of scientific-technical work is developed in the form of the equation of regression. The formulas for point and interval TFP forecasts are presented.

Корхин Арнольд Самуилович (Korkhin Arnol'd Samuilovich) – e-mail: korkhin@mail.ru;
Антонюк Оксана Петровна (Antonyuk Oksana Petrovna) – e-mail: antonyukok@gmail.com.

Keywords: total productivity factor, financing of the scientific-technical work in Ukraine, distributed lag, lag coefficients, forecast.

Благодаря научно-техническому прогрессу (НТП) в XX в. экономический рост в промышленно развитых странах превратился в устойчивую тенденцию. В настоящее время человечество находится на пятой по счету волне НТП, которая может привести к радикальному изменению производительных сил современного общества. В связи с этим особую актуальность приобретают проблемы оценки вклада НТП в обеспечение экономического роста и выявления механизма воздействия НТП на прирост реального объема производства с целью разработки рациональной стратегии реализации научно-технического потенциала для повышения конкурентоспособности экономики.

Вопросами определения путей инновационного развития занимались многие отечественные и зарубежные ученые. Значительный вклад в теорию инновационного развития Украины внес В.М. Гец [1]. Менее изучена эффективность научных исследований по данной тематике в Украине (подробная библиография в [2]).

В настоящее время, согласно оценке А.Е. Варшавского [3], можно выделить два подхода к исследованию эффективности НТП. Первый основан на определении влияния НТП применительно к отдельным изделиям, технологиям с последовательным переходом к уровню предприятия и отрасли путем агрегирования полученных показателей. Этот подход позволяет измерить экономические и социальные эффекты от создания новых конкретных видов продукции и технологий. Примером показателя экономической эффективности являются затраты на научные и проектные работы. Пример показателя социальной эффективности НТП – сокращение тяжелого физического труда. Для промышленности (возьмем электроэнергетику) показателем влияния НТП является удельный вес различных электрогенерирующих станций, а также альтернативных источников электроэнергии. В целом этот подход дает возможность прогнозировать производство различных видов машин и товаров, однако не позволяет определить с помощью одного показателя влияние НТП на конечный продукт национальной экономики, отрасли, региона и не может его прогнозировать. Эти задачи решаются благодаря второму подходу к исследованию экономической эффективности НТП, заключающемуся в использовании производственных функций, в которых в качестве ресурсов выступают основные средства и труд, а также показатели, характеризующие его интенсивность (если по ним есть статистика). Исходными данными являются ряды динамики упомянутых величин. Этот подход себя практически оправдал для решения задач анализа и прогнозирования макроэкономической динамики. Хотя он и не показывает механизм воздействия НТП на экономику, все же позволяет определить влияние НТП в целом на уровень производства в экономике. Это достигается путем введения обобщенного фактора производительности (ОФП), который является темпом роста НТП (степенью инновационности, согласно [4]). На его важность для моделирования экономического роста в Украине обращено внимание в статье В.В. Калюжного [5]. ОФП как ключевая мера эффективности развития экономики разных стран используется в отчетах Всемирного банка [6]. ОФП также применяется для анализа состояния отраслей экономики, например, сельского хозяйства.

Чтобы понять сущность ОФП, рассмотрим зависимость ВВП от основных средств и трудовых ресурсов в виде производственной функции Кобба – Дугласа (чаще всего используется для формализации связи ВВП с основными влияющими на него факторами):

$$V_t = a_t(K_t)^h(L_t)^q \xi_t, t = 1, 2, \dots, \quad (1)$$

где t – порядковый номер года на интервале наблюдения; V_t – ВВП; K_t – основные средства; L_t – трудовые ресурсы (все – в t -м году); a_t – некоторая функция времени, характеризующая воздействие НТП; h и q – параметры производственной функции; ξ – случайное воздействие, аккумулирующее влияние на ВВП многих факторов, кроме K и L .

Если современную экономику рассматривать как некую большую человеко-машинную систему (в пользу такой точки зрения говорят повсеместная компьютеризация рабочих мест и внедрение глобальных информационных технологий), то уравнение (1) представляет собой общую форму учета НТП для автономного способа его моделирования. Вообще автономный способ предусматривает воздействие НТП как на основные средства (повышение их качества), так и на труд (повышение квалификации работающих), что соответствует модели $V_t = (\bar{a}_t K_t)^h (\bar{a}_t L_t)^q \xi_t$, где \bar{a}_t и \bar{a}_t – функции времени, определяющие указанное воздействие. С учетом сказанного о национальной экономике как о человеко-машинной системе, последняя модель, на наш взгляд, представляется менее реальной и сложной, так как необходимо оценивать две неизвестные функции времени \bar{a}_t и \bar{a}_t .

Прологарифмировав обе части формулы (1), перейдем от нелинейной к линейной регрессии с неизвестными параметрами h , q и функцией a_t :

$$\ln V_t = w_t + h(\ln K_t) + q(\ln L_t) + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, \quad (2)$$

где функция $w_t = \ln a_t \geq 0$, $\varepsilon_t = \ln \xi_t$; $\ln V_t$ – зависимая переменная; $\ln K_t$ и $\ln L_t$ – независимые переменные.

Предположим, что $w_t = 0$ для всех t . Тогда остатки линейной регрессии будут такими:

$$\hat{\varepsilon}_t = \ln V_t - \hat{h}(\ln K_t) - \hat{q}(\ln L_t), \quad (3)$$

где \hat{h} и \hat{q} , являющиеся оценками, соответственно, h и q , будут содержать тренд – функцию t , совпадающую с точностью до коэффициентов с w_t . Если, например, w_t – линейная функция t , то $\hat{\varepsilon}_t$ будет иметь линейный тренд. В этом случае полученная регрессия не будет адекватной, так как одно из основных допущений регрессионного анализа состоит в том, что ε_t ($t = 1, 2, \dots$) – последовательность независимых случайных величин со средним “ноль”, то есть она не должна иметь тренд. Таким образом, введение w_t и, следовательно, a_t – объективная необходимость. Этот же пример показывает, что учет стоимости новых основных средств (они включены в K_t) не позволяет получить адекватную модель. Чтобы уменьшить ошибку вычисления, нужно добавить еще некую функцию времени. Это еще один аргумент для введения в формулу (2) функции w_t . Данное явление можно проиллюстрировать следующим примером. В большом цеху с дорогостоящим оборудованием введена в действие современная автоматизированная и компьютеризированная система управления. Ее стоимость составляет 1% от стоимости основных средств. Однако благодаря ей доход от реализации продукции цеха вырос на 10%, так как значительно повысились качество продукции и производительность оборудования. Для объяснения данного парадокса преобразуем формулу (2): представим w_t в виде суммы двух функций $w_t = w_{t1} + w_{t2}$, где $w_{t1} \geq 0$, $w_{t2} \geq 0$. Обозначим

$H_t \ln K_t = w_{1t} + h \ln K_t$, $Q_t \ln L_t = w_{2t} + q \ln L_t$. Тогда имеем $\ln V_t = H_t (\ln K_t) + Q_t (\ln L_t) + \varepsilon_t$, $t = 1, 2, \dots$. Отсюда получаем:

$$V_t = (K_t)^{H_t} (L_t)^{Q_t} \xi_t, \quad t = 1, 2, \dots \quad (4)$$

Таким образом, влияние НТП на ВВП выражается в изменении отдачи от основных средств и труда. Если существует рост НТП (функции w_{1t} и w_{2t} возрастают), то отдача от ресурсов увеличивается, в противном случае — уменьшается. В нашем примере с автоматизацией рост дохода объясняется повышением отдачи от оборудования цеха. Отметим, что функции H_t , Q_t можно оценить, используя, допустим, адаптивные методы. Их надо применить к линеаризованной регрессии уравнения (4) путем взятия логарифма от обеих его частей.

Экономический смысл модели (4) понятен. Однако, исходя из нее, влияние НТП на ВВП описать одним числом нельзя. Поэтому рациональным представляется оценивать w_t , используя формулу (2), так как все неизвестные величины в ней, включая функцию w_t , оцениваются проще. Вид w_t можно установить по остаткам формулы (3). Тем самым определяется ОФП, который представляет собой параметр функции w_t . Например, если $w_t = b_0 + b_1 t$ (этот случай обычно рассматривается в литературе [5]), то b_1 является ОФП.

Параметры функций a_t в уравнении (1) и H_t , Q_t в уравнении (4) надо рассматривать как величины, зависящие от финансирования. Поэтому модели (1) и (4) уже не будут автономными моделями НТП, так как в них функции a_t , H_t , Q_t не задаются извне, а определяются инвестициями. ОФП, являясь, согласно сказанному, параметром функции a_t , характеризует влияние НТП на ВВП и должен в значительной степени зависеть от финансирования научных и научно-технических работ (ННТР).

Нам неизвестны работы, направленные на получение количественной связи между ОФП и влияющими на него факторами. На наш взгляд, это можно объяснить тем, что ранее были неизвестны величины ОФП для небольших отрезков времени, так как оценка параметров производственной функции Кобба — Дугласа в литературе осуществляется с использованием классического регрессионного анализа. Для него в качестве исходных данных необходимо иметь достаточно длинные ряды динамики ВВП и влияющих на него факторов. Эту трудность нам удалось преодолеть, поскольку мы использовали величины ОФП, полученные методом оценки изменяющихся во времени параметров моделей, который был применен для моделирования экономического роста Украины в трансформационном периоде [7]. В данной работе функция w_t оказалась нелинейной. Она была аппроксимирована непрерывной кусочно-линейной функцией — линейным сплайном. Длина интервала времени, на котором она была линейной, колебалась от одного года до трех лет. Каждому такому интервалу времени соответствовало свое значение ОФП.

Цель, методы и результаты решения задачи

Целью статьи является построение модели зависимости ОФП от объема финансирования ННТР применительно к условиям трансформационной экономики Украины для дальнейшей интерпретации коэффициентов модели и прогнозирования значения ОФП на 2015 г.

Исходными данными для построения указанной модели служили величины ОФП для 1995–2012 гг., взятые из наших предыдущих работ [7; 8]. ОФП для 2013 г. нельзя было определить из-за того, что в соответствующем ежегоднике * отсутству-

* Статистичний щорічник України за 2013 рік ; [за ред. О.Г. Осауленка]. — К. : Державна служба статистики, 2014. — 534 с.

ют данные о стоимости основных средств в 2013 г. в необходимых для расчета сопоставимых ценах. Данные об объемах финансирования ННТР получены из статистических ежегодников Украины *. Этот показатель и ОФП рассматривались с 1995 г., поскольку, начиная с этого года, имеются данные о финансировании ННТР в гривнях. Для получения сопоставимого ряда объемов финансирования все его уровни были пересчитаны в цены 1995 г., для чего использовалась информация об инфляции в статистических ежегодниках Украины за 2005 и 2013 гг. Исходные данные для расчетов приведены в таблице 1.

Построение модели связи ОФП с финансированием ННТР. Вид зависимости был выбран в виде конечного распределенного лага, так как отдача от ННТР может быть получена спустя некоторое время после их завершения.

Таблица 1

Исходные данные для модели связи ОФП с финансированием ННТР

Год	Порядковый номер года (t)	Величина ОФП (Y_t) (%)	Объем финансирования ННТР (X_t) (млрд. грн.)	Год	Порядковый номер года (t)	Величина ОФП (Y_t) (%)	Объем финансирования ННТР (X_t) (млрд. грн.)
1995	1	0,59	0,65	2004	10	0,97	1,20
1996	2	0,25	0,50	2005	11	0,97	1,32
1997	3	0,25	0,46	2006	12	1,08	1,18
1998	4	0,22	0,41	2007	13	1,08	1,21
1999	5	0,22	0,42	2008	14	1,08	1,29
2000	6	0,57	0,74	2009	15	0,77	1,12
2001	7	0,57	0,83	2010	16	0,81	1,18
2002	8	0,74	0,83	2011	17	0,88	1,20
2003	9	0,74	1,14	2012	18	0,850	1,33

Для этого случая имеем следующую модель:

$$Y_t = g + \sum_{\tau=0}^N h(\tau)X_{t-\tau} + \varepsilon_t, \quad t = N+1, \dots, T, \quad (5)$$

где g – свободный член (вводится для учета масштаба); $h(\tau)$ – коэффициент лага; N – максимальный лаг (неизвестная величина); ε_t – случайная величина, которая учитывает воздействие на ОФП других факторов, кроме финансирования ННТР; $T = 18$.

Согласно формуле (5), величина ОФП (Y_t) зависит не только от финансирования ННТР (X_t) в период времени t , но и от финансирования в предыдущие периоды времени: $X_t, X_{t-1}, \dots, X_{t-N}$.

Для определения максимального лага N в формуле (5) варьировалось от 0 до 5. Большие значения N было нецелесообразно рассматривать: так, уже при $N = 6$, согласно формуле (5), терялось шесть наблюдений, то есть третья часть всех наблюдений. Выбор N заключался в построении моделей для различных N и оценке этих моделей с помощью информационного критерия Акаике. Для $N = 0, 1, 2$ строились регрессии вида (5). Для больших значений $N = 3, 4, 5$ избыточность данных становилась небольшой. Чтобы ее увеличить, предположили, что коэффициенты лага можно описать некоторым полиномом второй степени (параболой). Тем самым перешли к частному случаю полиномиального лага, коэффициенты которого, согласно предыдущим работам [9; 10], задаются выражениями

* Статистичний щорічник України за 2005 рік ; [за ред. О.Г. Осауленка]. – К. : Державна служба статистики, 2006. – 576 с.; Статистичний щорічник України за 2013 рік ; [за ред. О.Г. Осауленка]. – К. : Державна служба статистики, 2014. – 534 с.

$$h(\tau) = \sum_{i=0}^2 a_i \tau^i, \tau = 0, \dots, N; h(\tau) = 0, \tau > N, \quad (6)$$

где a_0, a_1, a_2 – неизвестные коэффициенты.

Подставив коэффициенты лага из формулы (6) в формулу (5) и приведя подобные члены, получим регрессию

$$Y_t = g + a_0 \theta_{t,0} + a_1 \theta_{t,1} + a_2 \theta_{t,2} + \varepsilon_t, t = N, \dots, T, 3 \leq N \leq 5, \quad (7)$$

где a_i и $\theta_{it}, i = 0, 1, 2$, – соответственно, коэффициенты и независимые переменные, которые определяются формулами

$$\theta_0(t) = \sum_{\tau=0}^N X_{t-\tau}, \theta_1(t) = \sum_{\tau=0}^N \tau X_{t-\tau}, \theta_2(t) = \sum_{\tau=0}^N \tau^2 X_{t-\tau}. \quad (8)$$

Коэффициенты лага в формуле (5) и регрессии (7) связаны соотношениями

$$h(0) = a_0, h(1) = a_0 + a_1 + a_2; h(2) = a_0 + 2a_1 + 4a_2; h(3) = a_0 + 3a_1 + 9a_2, \\ h(4) = a_0 + 4a_1 + 16a_2. \quad (9)$$

Коэффициент $h(0)$ отражает влияние на ОФП в текущем году финансирования ННТР в этом же году, $h(1)$ – в предыдущем году, $h(2)$ – два года назад и т. д.

Были проверены и приняты гипотезы о нормальном распределении шума ε_t в моделях (5) и (7) согласно критерию, основанному на использовании коэффициентов асимметрии и эксцесса ряда распределения остатков (остаток – разность между фактическим и рассчитанным по уравнению регрессии значениями ОФП для некоторого наблюдения). Затем на основе этого результата была принята гипотеза о том, что $g=0$ в уравнениях (5) и (7). Этот факт имеет ясный экономический смысл, так как при отсутствии финансирования ОФП должен равняться нулю.

Информационный критерий Акаике рассчитывался по формуле $AIC = 2(k - l)/2T$, где k – число оцениваемых параметров регрессии (зависит от N), l – логарифм функции правдоподобия для нормального распределения, так как было установлено, что распределение шума в регрессии нормальное. Оказалось, что для максимального запаздывания $N \geq 2$ все модели нельзя содержательно истолковать из-за наличия в них отрицательных коэффициентов лага, что объясняется мультиколлинеарностью независимых переменных в моделях (5) и (7), то есть их приближенной линейной зависимостью.

Было определено, что минимальная величина AIC (ей соответствует лучшая модель) получается для максимального лага $N = 4$. При этом $AIC = 2,998$. Модель описывается выражением (7), в котором $g = 0$, оценки коэффициентов параболы $\hat{a}_0 = 4,219$; $\hat{a}_1 = -0,337$; $\hat{a}_2 = -0,339$. Им соответствует среднее квадратическое отклонение (с.к.о.) остатков $s = 0,986$, коэффициент вариации которых составляет 12,2%. Нормальность шума в регрессии позволила применить ряд статистических критериев. Значимость F -критерия оказалась практически равной нулю, а коэффициент детерминации $R^2 = 0,989$. Критерий Дарбина – Уотсона $DW = 2,068$, что говорит об отсутствии автокорреляции остатков. Следовательно, на ОФП не влияют другие регулярно изменяющиеся факторы, кроме объемов финансирования ННТР. Таким образом, полученная модель является адекватной и может быть использована для объяснения поведения ОФП.

Подставив оценки $\hat{a}_i, i = 1, 2, 3$ в выражение (9), получим оценки коэффициентов лага:

$$\hat{h}(0) = 0,4219, \hat{h}(1) = 0,3543, \hat{h}(2) = 0,2189, \hat{h}(3) = 0,0157, \hat{h}(4) = -0,2554. \quad (10)$$

(0,1616) (0,0614) (0,1216) (0,0848) (0,1259)

В формуле (10) в скобках указаны с.к.о. оценок коэффициентов лага от их истинных значений. Из выражения (10) можно увидеть, что с.к.о. оценок коэффициентов лага $\hat{h}(\tau)$, $\tau = 2, 3, 4$ слишком велики, чтобы можно было уверенно говорить об их отличии от нуля. Эти коэффициенты не значимы на 5-процентном уровне, что позволяет принять гипотезу о равенстве нулю их истинных величин. Большой величиной с.к.о. объясняется также неправильный знак оценки $\hat{h}(4)$, что делает невозможным правильную интерпретацию полученной модели. Приведенные свойства оценок коэффициентов лага объясняются мультиколлинеарностью переменных $\theta_0(t), \theta_1(t), \theta_2(t)$, что вытекает из формулы (4).

Для получения неотрицательных оценок лаговых коэффициентов решалась задача оценки коэффициентов параболы a_0, a_1, a_2 с функцией цели

$$\sum_{t=N+1}^T (Y_t - (a_0\theta_{t,0} + a_1\theta_{t,1} + a_2\theta_{t,2}))^2 \rightarrow \min \quad (11)$$

и ограничениями на ненадежные оценки коэффициентов лага

$$h(\tau) \geq 0, \tau = 2, 3, 4, \quad (12)$$

где величины $h(\tau)$ являются линейными функциями (9) искомым величин — a_0, a_1, a_2 .

Решение задачи (11) и (12) — оценки $\hat{a}_0 = 4,680$; $\hat{a}_1 = -2,730$; $\hat{a}_2 = -0,390$.

Им соответствуют следующие оценки коэффициентов лага:

$$\hat{h}(0) = \underset{(0,1032)}{0,4680}, \hat{h}(1) = \underset{(0,0373)}{0,2340}, \hat{h}(2) = \underset{(0,0367)}{0,0780}, \hat{h}(3) = \underset{(0,0573)}{0},$$

$$\hat{h}(4) = \underset{(0,0844)}{0}. \quad (13)$$

Смысл обозначений в выражении (13) такой же, как в формуле (10). Характеристики точности оценок коэффициентов лага были рассчитаны ранее по соответствующему алгоритму [11; 12].

Сравнивая формулы (10) и (13), увидим, что оценки коэффициентов лага, полученные с учетом ограничений-неравенств, значительно точнее оценок без ограничений: с.к.о. первых трех коэффициентов приблизительно в 1,5–3,3 раза меньше, если учитываются ограничения (12). Для последних двух коэффициентов с.к.о. уменьшилось приблизительно в 1,5 раза.

Результат из выражения (13) следует трактовать так: подавляющее большинство работ внедряются не более чем за три года — текущий и два последующих. Лишь небольшая часть внедряется за больший срок. Данное соображение обосновывается тем, что равенство нулю оценок коэффициентов лага $\hat{h}(3)$ и $\hat{h}(4)$ не говорит, что истинные их значения нулевые. Вполне возможно, что они — малые, но отличные от нуля величины.

Определим точность модели, полученной в результате решения задачи (11) и (12), используя формулу дисперсии остатков для этого случая в [11; 13]:

$$S^2 = \sum_{t=N+1}^T (Y_t - \sum_{\tau=0}^N \hat{h}(\tau)X_{t-\tau})^2 / (T - (N - 3) + m_a) = 0,1405/13 = 0,001081,$$

где оценки коэффициентов лага берутся из формулы (13); 3 — число оцениваемых коэффициентов параболы; m_a — число обращающихся в равенства ограничений в (12); в нашем случае $m_a = 2$.

Таким образом, величина с.к.о. остатков для модели оценки с учетом ограничений (12) $S = 0,104$. Ей соответствует коэффициент вариации 12,85%, что немного превышает соответствующие величины для модели без ограничений ($s = 0,986$, коэффициент вариации – 12,2%). Следовательно, обе модели оценки (с ограничениями и без них) имеют приблизительно одинаковую точность вычисления ОФП, однако коэффициенты во второй модели определены значительно точнее.

Анализ полученной модели. Совокупность коэффициентов лага $h(\tau)$, $\tau = 0, \dots, N$ называется его структурой. Она полностью характеризует лаговый процесс, в нашем случае – влияние финансирования ННТР на ОФП. Чтобы его изучить, нормализуем структуру лага. Из формулы (5) получаем уравнение регрессии $\bar{Y}_t = \sum_{\tau=0}^N h(\tau)X_{t-\tau}$, $N = 4$, где \bar{Y}_t – регулярная часть ОФП, объясняемая объемом финансирования ННТР. Предположим, что

$$M = \sum_{\tau=0}^N h(\tau) \geq 0, H(\tau) = h(\tau) / M, \quad (14)$$

где M – нулевой момент лага; $0 \leq H(\tau) \leq 1$; $\tau = 0, \dots, N$.

Тогда формула для Y_t примет вид: $\bar{Y}_t = M \sum_{\tau=0}^N H(\tau)X_{t-\tau}$.

Величины $H(\tau)$, $\tau = 0, \dots, N$ представляют собой нормализованную структуру лага. Она описывает динамику влияния финансирования ННТР на ОФП. Величина M определяет силу этого влияния. В частности, величина M зависит от затрат на ННТР, которые не имели практического выхода спустя пять лет после их завершения.

Структура лага, описывающего связь ОФП с затратами на ННТР, зависит от состояния научно-технической инфраструктуры, квалификации научных кадров, их количества и т. д., которые во многом определяются капитальными инвестициями в науку. В то же время эти инвестиции напрямую зависят от ВВП, следовательно, и ОФП. Таким образом, между ОФП и инвестициями в науку существует положительная обратная связь, которая реализует все возрастающее влияние научных разработок на экономический рост.

Подставив в формулу (14) вместо коэффициентов лага их оценки из уравнения (13), получим оценки нормализованной структуры лага и его нулевого момента: $\hat{H}(0) = 0,6$, $\hat{H}(1) = 0,3$, $\hat{H}(2) = 0,1$; $\hat{H}(\tau) = 0$, $\tau = 3, 4$; $\hat{M} = 0,78$ (%ОФП/млрд. грн.). Отсюда следует, что из суммы финансирования в любом году внедряется (по стоимости): 60% – в этом же году, 30% – в следующем году и 10% – спустя еще один год. Смысл \hat{M} : если, например, финансирование ННТР в текущем и предшествующие ему два года увеличить на 0,1 млрд. грн., то ОФП в текущем году увеличится на 0,078%.

Прогнозирование ОФП. Кроме анализа влияния финансирования ННТР на ОФП, полученную модель можно использовать для прогнозирования ОФП. Подставив в формулу (14) вместо коэффициентов регрессии их оценки, получим то-

чечный прогноз ОФП в t -м периоде времени: $\hat{Y}_t = \sum_{\tau=0}^N \hat{h}(\tau)X_{t-\tau}$, $t > T$. Для вычисления доверительного интервала для прогнозируемой величины ОФП (интервального прогноза) определим дисперсию прогноза:

$$S_n^2 = \bar{S}_n^2 + S^2, \quad (15)$$

где \bar{S}_n^2 определяется погрешностью вычисления оценок коэффициентов лага.

В качестве примера рассмотрим случай, когда для некоторого года $t > T$ и предшествующих ему лет будут следующие объемы финансирования ННТР: $X_t = X_{t-1} = X_{t-2} = X_{t-3} = X_{t-4} = 1$ млрд. грн. Для него, согласно выражению (15), имеем $S_n^2 = 0,00091 + 0,104^2 = 0,011726$. Таким образом, первое слагаемое в формуле (15) 0,00091 намного меньше второго слагаемого 0,01082. Такая картина, как показывает практика вычислений по формуле (15), будет иметь место для различных объемов финансирования, поэтому, положим, $S_n^2 \approx S^2 = 0,001082$. Тогда, в силу нормального распределения случайной компоненты в уравнении (5), о чем было сказано, ошибка прогноза ОФП будет приближенно нормально распределена. Таким образом, доверительный интервал для Y_t будет следующим:

$$\hat{Y}_t - t_p(q)S_n \leq Y_t \leq \hat{Y}_t + t_p(q)S_n, \quad t > T, \quad (16)$$

где $t_p(q)$ — 100 p -процентная точка распределения Стьюдента; q — число степеней свободы этого распределения.

Обычно выбирается $p = 0,05$. Тогда доверительный интервал из формулы (16) покрывает истинную величину ОФП с высокой вероятностью $1 - p = 0,95$. Согласно выражению (16), получаем доверительный интервал для ОФП $0,0551 \leq Y_t \leq 0,101$, который покроет неизвестную величину ОФП в t -м году с вероятностью 95%.

Используя предыдущие выкладки, вычислим величины ОФП на 2013–2015 гг. на основании прогноза, так как известные величины ОФП заканчиваются 2012 г. Исходные данные для расчета представлены в таблице 2 (третий столбец). В ней объемы финансирования в 2011 и 2012 гг. взяты из таблицы 1, в 2013 г. — из статсборника*, остальные значения объемов финансирования ННТР были вычислены следующим образом.

Согласно статистическим данным, объем финансирования ННТР в 2013 г. составил 11,161 млрд. грн. в фактических ценах. Чтобы получить эту величину в ценах 1995 г., она была умножена на 0,125 — коэффициент, учитывающий инфляцию. В результате получаем: $X_{19} = 1,39$ млрд. грн.

Таблица 2

Исходные данные и результаты прогнозирования

Год	Порядковый номер года (t)	Объем финансирования ННТР (X_t) (млрд. грн.)	Прогнозная величина ОФП (\hat{Y}_t) (%)	Границы доверительного интервала	
				левая	правая
2011	17	1,20			
2012	18	1,33			
2013	19	1,39	1,06	0,83	1,29
2014	20	1,01	0,90	0,678	1,13
2015	21	0,91	0,77	0,54	1,00

* Статистичний щорічник України за 2013 рік ; [за ред. О.Г. Осауленка]. — К. : Державна служба статистики, 2014. — 534 с.

В связи с тем, что нет фактических данных об объеме финансирования ННТР в 2014 г., был вычислен плановый его объем. С этой целью на основании данных о государственном бюджете Украины на 2014 и 2015 гг. * была определена сумма бюджетного финансирования ННТР всех отраслей экономики, которая составила 4,287 млрд. грн. в ценах 2014 г. Было установлено, что удельный вес финансирования из государственного бюджета составляет 43% от общей суммы **. Будем считать, что такое соотношение сохранилось в 2014 г., тогда получаем общий объем финансирования ННТР в ценах 2014 г., равный 10,047 млрд. грн. Коэффициент приведения к ценам 1995 г. = $8 \times 1,249$ (24,9% – инфляция в 2014 г. по сравнению с 2013 г.). Отсюда $X_{20} = 1,01$ млрд. грн.

Аналогично была рассчитана сумма финансирования ННТР в 2015 г., равная 10,20 млрд. грн. (сумма финансирования этих работ во всех отраслях экономики из государственного бюджета в 2015 г. – 4,092 млрд. грн., что составляет 43% от общей суммы их финансирования). В приведенных ценах с учетом инфляции в 12,3% по сравнению с 2014 г. получили: $X_{21} = 0,91$ млрд. грн.

На основе этих исходных данных по приведенным формулам получены точечные и интервальные прогнозы ОФП на 2013–2015 гг. (см. табл. 2).

Выводы

С учетом условий трансформационной экономики, в которых находится Украина, предложена трактовка ОФП как интегрированного показателя влияния НТП на величину отдачи от ресурсов, выражающуюся в изменении во времени показателей степеней у этих ресурсов в производственной функции Кобба – Дугласа. Установлено, что ОФП в основном определяется финансированием ННТР, а связь между ОФП и финансированием ННТР описывается моделью конечного распределенного лага. Максимальный лаг равен четырем годам, причем 90% от суммы финансирования ННТР, выделенной на некоторый год, представляют собой стоимость работ, внедряемых в ближайшие два года. Таким образом, крупные разработки, длительность создания которых превышает два года, достаточно редки.

Использование априорных ограничений-неравенств на оценки коэффициентов лага позволяет получить экономически обоснованную модель ОФП. При этом точность оценки этих коэффициентов значительно повышается, что позволяет прогнозировать ОФП с приемлемой точностью.

Список использованной литературы

1. Гець В.М., Семиноженко В.П. Інноваційні перспективи України. – Харків : Константа, 2006. – 272 с.
2. Скворчевський О.Є. Множинна регресія обсягів науково-технічних розробок від фінансування з державного бюджету та власних коштів підприємств // Вісник НТУ “ХПІ”. – 2013. – № 44 (1017) – С. 145–153.
3. Варшавский А.Е. Научно-технический прогресс в моделях экономического развития: методы анализа и оценки. – М. : “Финансы и статистика”, 1984. – 208 с.

* Про Державний бюджет України на 2014 рік : Закон України від 16.01.2014 р. № 719-VII // Відомості Верховної Ради України. – 2014. – № 9. – ст. 93; проект Закону України “Про Державний бюджет України на 2015 рік (доопрацьований) від 22.12.2014 р. – Додаток 3 [Електронний ресурс]. – Режим доступу : http://w1.c1.rada.gov.ua/pls/zweb2/webproc4_1?pf3511=52941.

** Статистичний щорічник України за 2013 рік ; [за ред. О.Г. Осауленка]. – К. : Державна служба статистики, 2014. – 534 с.

4. Любич А.А., Харазшвили Ю.М., Денисюк В.А. Формирование критериев и модели оценки инновационности социально-экономического развития // *Инновации*. — 2009. — № 9 (131). — С. 106–111.
5. Калюжный В.В. Усовершенствованные и новые методы измерения влияния капитала, труда и производительности на рост ВВП // *Экономика Украины*. — 2003. — № 6. — С. 42–48.
6. Saliola F., Seker M. Total factor productivity across the developing world // *World Bank's Enterprise surveys country note series*. — 2011. — № 23.
7. Корхин А.С. Моделирование экономического роста в трансформационном периоде (на примере Украины) // *Проблемы управления и информатики*. — 2013. — № 5. — С. 126–141.
8. Корхин А.С. Исследование основных параметров, характеризующих экономическое развитие Украины в переходном периоде / Менеджмент, маркетинг, предпринимательство: содействие устойчивому развитию : матер. Первой междунар. научно-практ. интернет-конф. — Днепропетровск — Котбус : Национальный горный университет, Бранденбургский технический университет, 2014. — С. 112–113.
9. Корхин А.С. Моделирование экономических систем с распределенным лагом. — М. : Финансы и статистика, 1981. — 160 с.
10. Драймз Ф. Распределенные лаги ; [пер. с англ.]. — М. : Финансы и статистика, 1982. — 383 с.
11. Knorov P.S., Korkhin A.S. Regression Analysis Under A Priori Parameter Restrictions (monograph). — NY, Springer, 2011. — 250 p.
12. Корхин А.С. Оценивание матрицы средних квадратов ошибок оценок параметров линейной регрессии для произвольного числа регрессоров и трех ограничений-неравенств // *Кибернетика и системный анализ*. — 2006. — № 3. — С. 42–60.
13. Корхин А.С. Линейная регрессия с нестационарными переменными и ограничениями на параметры // *Кибернетика и системный анализ*. — 2009. — № 3. — С. 50–64.

References

1. Heyets V.M., Semynozhenko V.P. *Innovatsiini Perspektyvy Ukrainy* [Ukraine's Innovative Perspectives]. Kharkiv, Konstanta, 2006 [in Ukrainian].
2. Skvorchevs'kyi O.E. *Mnozhyinna regresiya obsyagiv naukovo-tekhnichnykh rozrobok vid finansuvannya z derzhavnogo byudzhetu ta vlasnykh koshtiv pidpryemstv* [Multiple regression of volumes of scientific-technical developments from the financing from state's budget and own funds of enterprises]. *Visnyk NTU "KhPI" – Bull. NTU "KhPI"*, 2013, No. 44 (1017), pp. 145–153 [in Ukrainian].
3. Varshavskii A.E. *Nauchno-Tekhnicheskii Progress v Modelyakh Ekonomicheskogo Razvitiya: Metody Analiza i Otsenki* [Scientific Technical Progress in Models of Economic Development: Methods of Analysis and Estimates]. Moscow, Finance and Statistics, 1984 [in Russian].
4. Lyubich A.A., Kharazishvili Yu.M., Denisyuk V.A. *Formirovanie kriteriev i modeli otsenki innovatsionnosti sotsial'no-ekonomicheskogo razvitiya* [Formation of criteria and the models of estimation of the innovative character of the socio-economic development]. *Innovatsii – Innovations*, 2009, No. 9 (131), pp. 106–111 [in Russian].
5. Kalyuzhnyi V.V. *Usovershenstvovannyye i novyye metody izmereniya vliyaniya kapitala, truda i proizvoditel'nosti na rost VVP* [The improved and new methods of

measurements of the influence of capital, labor, and productivity on the GDP growth]. *Ekonomika Ukrainy – Economy of Ukraine*, 2003, No. 6, pp. 42–48 [in Russian].

6. Saliola F., Seker M. Total factor productivity across the developing world. *World Bank's Enterprise Surveys Country Note Series*, 2011, No. 23.

7. Korkhin A.S. *Modelirovanie ekonomicheskogo rosta v transformatsionnom periode (na primere Ukrainy)* [The modeling of economic growth in a transformational period (by the example of Ukraine)]. *Probl. Upravl. i Inform. – Probl. Manag. and Inform.*, 2013, No. 5, pp. 126–141 [in Russian].

8. Korkhin A.S. *Issledovanie osnovnykh parametrov, kharakterizuyushchikh ekonomicheskoe razvitiye Ukrainy v perekhodnom periode, v: Menedzhment, Marketing, Predprinimatel'stvo: Sodeistvie Ustoichivomu Razvitiyu. Mater. Pervoi Mezhdunar. Nauchno-Prakt. Internet-Konfer.* [Study of the main parameters characterizing Ukraine's economic development in the transient period, in: Management, Marketing, Business: Support of the Steady Development. Proceed. of the 1-st Internat. Sci.-Pract. Internet-Confer.]. Dnepropetrovsk, Cottbus, National Mining Univ., Brandenburg Techn. Univ., 2014, pp. 112–113 [in Russian].

9. Korkhin A.S. *Modelirovanie Ekonomicheskikh Sistem s Raspredelelym Lagom* [The Modeling of Economic Systems with Distributed Lag]. Moscow, Finance and Statistics, 1981 [in Russian].

10. Dhrymes Ph. *Raspredelelye Lagi* [Distributed Lags: Problems of Estimation and Formulation]. Moscow, Finance and Statistics, 1982 [in Russian].

11. Knopov P.S., Korkhin A.S. *Regression Analysis under A Priori Parameter Restrictions*. New York, Springer Science and Business Media, 2011.

12. Korkhin A.S. *Otsenivanie matritsy srednikh kvadratov oshibok otsenok parametrov lineinoi regressii dlya proizvol'nogo chisla regressorov i trekh ogranichenii-neravenstv* [Evaluation of the error mean-square matrix for the estimates of parameters of a linear regression for any number of regressors and three restrictions-inequalities]. *Kibern. i Sist. Anal. – Cybern. and Syst. Analysis*, 2006, No. 3, pp. 42–60 [in Russian].

13. Korkhin A.S. *Lineinaya regressiya s nestatsionarnymi peremennymi i ogranicheniyami na parametry* [Linear regression with nonsteady variables and restrictions on parameters]. *Kibern. i Sist. Anal. – Cybern. and Syst. Analysis*, 2009, No. 3, pp. 50–64 [in Russian].

Статья поступила в редакцию 7 мая 2015 г.
