



ПОСТРОЕНИЕ ЛАГОВЫХ РЕГРЕССИОННЫХ МОДЕЛЕЙ ТИПА КОББА—ДУГЛАСА НА ДОЛГОСРОЧНЫХ ВРЕМЕННЫХ ГОРИЗОНТАХ

Н.П. Горидько, Р.М. Нижегородцев

Статья посвящена построению и регрессионному анализу степенных и степенно-показательных производственных функций, характеризующих экономический рост в современной экономике Украины на долгосрочных временных горизонтах. В качестве основных факторов производства рассмотрены капитал, труд и информация, что позволяет в явном виде получить оценки вклада информационного производства в экономический рост. Особое внимание уделено лаговым моделям, характеризующим воздействие вовлекаемых факторов производства с запаздыванием. Сделаны выводы о характере и источниках экономического роста современной Украины.

Ключевые слова: производственная функция, трехфакторные регрессионные модели, экономический рост, лаговые модели.

ВВЕДЕНИЕ

Наступление эпохи господства информационных технологий требует новой постановки ряда известных экономических задач. В частности, признание информации ведущим фактором производства ставит на повестку дня вопрос оценки вклада информационного производства в экономический рост макросистем. При решении этой проблемы уже нельзя ограничиться «остаточным» подходом, отнеся на счет информационного производства приращение ВВП, не объясняемое приростом других факторов. Необходима не констатация факта наличия этого «остатка» (остаток Абрамовича, остаток Солоу, остаток Дэнисона и т. д.), а *экономическая оценка*, предполагающая включение информации в производственную функцию, характеризующую связь между затратами факторов производства и валовым выпуском макросистем.

В качестве примеров решения данной задачи приведем работу [1], в которой проведена оценка вклада капитала, труда и информации в экономический рост российских регионов на основе трехфакторной модели Кобба—Дугласа. В работе [2] эта задача решалась для экономики современной Республики Казахстан.

В связи с этим, мы рассматриваем трехфакторную функцию Кобба—Дугласа, в которой наряду с

трудом и капиталом в качестве одного из факторов роста анализируется научно-техническая информация.

Первоначальные попытки [3, 4] включить информацию I в производственную функцию как самостоятельный фактор производства наряду с затратами капитала K и трудовыми затратами L выглядели как модификация традиционной степенной функции Кобба—Дугласа:

$$Y(t) = rK^\alpha L^\beta I^\gamma, \quad (1)$$

где все константы положительны, $\alpha + \beta + \gamma = 1$, величина r зависит от эффективности производственного процесса. При таком подходе $\partial^2 Y / \partial I^2 < 0$, поэтому тем самым фактически *постулируется* закон убывающей отдачи по отношению к информации как фактору производства. Одновременно другими авторами [5] предлагалась производственная функция вида

$$Y(t) = rK^\alpha L^\beta e^{I^\gamma}, \quad (2)$$

где все константы положительны и $\alpha + \beta = 1$. Этот подход автоматически предполагает по отношению к информации закон возрастающей отдачи, поскольку для данной функции $\partial^2 Y / \partial I^2 > 0$, независимо от значений входящих в нее параметров.

Логистическая динамика жизненного цикла технологий позволяет утверждать, что наиболее адекватно

ватное экзогенное включение научно-технической информации как самостоятельного фактора производства в производственную функцию возможно в случае ее представления в виде

$$Y(t) = rK^\alpha L^\beta y(I), \quad (3)$$

где $y(I)$ представляет собой логистическую кривую, если рассматривается временной промежуток, сопоставимый с продолжительностью жизни одного технологического уклада (50—55 лет), и обобщенную логистическую кривую, если макросистема исследуется на протяжении более длительного временного интервала.

Поскольку вторая производная обобщенной логисты $y(I)$ несколько раз меняет знак, то периоды возрастающей и убывающей отдачи от инвестиций в данный технологический уклад попеременно сменяют друг друга. Это обстоятельство хорошо согласуется с тем, что моральный износ кластеров нововведений также характеризуется волнообразной, поступательно-циклической динамикой, в которой последовательно чередуются периоды ускоренного и замедленного старения технологий. Обобщенная логиста высокого порядка выступает огибающей семейства логистических кривых первого порядка, каждая из которых описывает жизненный цикл технологий, принадлежа-

щих к одному кластеру нововведений, применяемых в производственных процессах.

Следует иметь в виду, что если формула (3) описывает динамику экономического роста на длительных временных горизонтах, сравнимых с продолжительностью кондратьевского цикла, то формулы (1) и (2) могут служить основой для эконометрических моделей на более коротких временных интервалах.

Современный эконометрический анализ позволяет также установить характер отдачи от масштаба, свойственный изучаемой макросистеме в среднем за рассматриваемый временной промежуток. Такой подход более корректен, нежели часто встречающаяся в моделях гипотеза о постоянстве отдачи от масштаба, предполагающая экстенсивный тип экономического роста.

В ходе исследования экономики Украины за 1995—2009 гг. был построен ряд регрессионных факторных моделей на основе трехфакторной степенной и экспоненциальной функций типа Кобба—Дугласа для определения зависимости объема ВВП от таких факторов как: инвестиции в основной капитал; заработная плата лиц, работающих по найму; расходы на инновации, не включающие в себя расходов на научные исследования и объема отгруженной инновационной продукции. Применялся метод включения/исключения переменных в целях повышения адекватности моделей и обеспечения высокой степени значимости всех входящих в них регрессоров.

Вначале приведем динамические ряды переменных к сопоставимым ценам 2001 г. (дефлированные данные представлены в табл. 1). Выбранный в качестве ценовой базы 2001-й год характеризуется относительной стабильностью экономической динамики и поэтому может служить адекватной основой для ценовых сопоставлений. Исходные данные были получены из официальной статистики Национального банка Украины и Государственного комитета статистики Украины.

Все расчеты проводились в программе MS Excel, в качестве метода оценки близости аппроксимационного тренда принимался метод наименьших квадратов [6, с. 633—636].

1. ПОСТРОЕНИЕ ТРЕХФАКТОРНОЙ ФУНКЦИИ ТИПА КОББА—ДУГЛАСА С УЧЕТОМ ВРЕМЕННОГО ЛАГА

При дальнейшем исследовании оценим временной лаг, возникающий между вовлечением каждого из факторов в производство и отдачей от его использования. Для этого были рассчитаны годовые приращения каждого из показателей в сопоставимых ценах.

Таблица 1

Динамика показателей макросистемы Украины за 1995—2009 гг. в ценах 2001 г.

Год	ВВП (млрд. грн.)	Инвестиции в основной капитал (млрд. грн.)	Зарплата лиц, работающих по найму (млрд. грн.)	Расходы на инновации (млрд. грн.)
n	Y_n	K_n	L_n	I_n
1995	206,585	3,554	89,876	2,471
1996	185,865	28,630	77,634	2,151
1997	180,249	23,940	87,631	2,546
1998	176,686	24,039	84,917	2,172
1999	176,471	23,746	78,247	2,102
2000	186,907	25,969	79,051	2,249
2001	204,190	32,573	86,440	2,433
2002	214,853	35,374	98,113	2,485
2003	232,728	44,941	107,647	2,696
2004	263,247	57,802	120,202	3,462
2005	270,696	57,086	132,818	3,527
2006	290,655	66,903	127,463	3,290
2007	313,751	82,052	121,441	4,724
2008	320,926	78,900	124,026	4,060
2009	272,332	45,187	111,970	2,367



Таблица 2

Линейная парная корреляция с ΔY

Лаги (лет)	ΔK	ΔL	ΔI
0	0,9856014	0,5500508	0,84614788
1	0,4321219	0,1543557	0,341100738
2	-0,64211	0,584382	-0,764188689
3	-0,151193	0,452251	0,473954763
4	0,1619693	-0,3694638	0,045430916
5	-0,292793	-0,4629773	-0,762310654

Таблица 3

Условная корреляция с ΔY

Лаги (лет)	ΔK	ΔL	ΔI
0	0,6254848	0,1033278	0,42104325
1	0,1960861	0,1805378	0,414250388
2	-0,440507	0,5154376	-0,47667347
3	-0,194775	0,3685762	-0,050948281
4	0,1085013	-0,2915176	-0,081013621
5	-0,292793	-0,4112688	-0,534275793

Теперь построим таблицу коэффициентов линейной парной корреляции годовых приращений регрессоров с приращением объема ВВП (табл. 2) и таблицу коэффициентов условной корреляции (табл. 3), предполагая, что отрицательного лага (роста на ожиданиях) быть не может, и длительность лага не может быть больше 5 лет (половина продолжительности промышленного цикла).

Исследуя временные лаги между приращениями ΔY объясняемой переменной Y и приращениями объясняющих ее динамику факторов (ΔK , ΔL , ΔI), обнаруживаем наиболее высокую парную линейную корреляцию между зависимой переменной и объемом вовлеченного живого труда с двухлетним лагом. Еще более рельефно этот локальный максимум с лагом в два года обнаруживается при расчете условной корреляции. Заметим также, что парная корреляция приращения ВВП с приращением инвестиций в основной капитал обнаруживает (при положительных лагах) локальный максимум в однолетнем периоде, а с приращением затрат на инновации — в трехлетнем периоде.

Строго говоря, максимальная парная корреляция между приростом ВВП и приращением инвестиций в инновации наблюдается с нулевым лагом (т. е. по данным год в год), но это объясняется не воздействием вложений в информационное производство на объем ВВП, а напротив, тем, что текущий объем ВВП предопределяет уровень затрат

инновационного характера, которые в краткосрочном периоде немедленной отдачи не приносят.

По той же причине максимальная корреляция приращения ВВП с приращением инвестиций в основной капитал (как простая, так и условная) наблюдается именно с нулевым лагом: не объем основного капитала с нулевым лагом воздействует на ВВП, а, напротив, объем ВВП предопределяет текущие возможности инвестирования в совокупный основной капитал макросистемы.

Что касается существенной отрицательной корреляции рядов ΔK и ΔI с приращением ВВП с двухлетним лагом при значимой положительной корреляции ΔL с тем же лагом, то этот факт определяется различиями в скорости оборота капитала в трудоемких производствах (например, в сельском хозяйстве — здесь она близка к двум годам) и в капиталоемких и информационно емких производствах (в «быстрых» отраслях она составляет менее года, в «медленных» она существенно превышает двухлетний период).

Прологарифмируем исходные динамические ряды и определим эконометрические характеристики трехфакторной модели Кобба—Дугласа при условии двухлетнего лага для L , нулевого лага для факторов K и I (табл. 4).

Здесь и далее, как обычно, в таблицах, описывающих дисперсионный анализ построенных регрессионных моделей, в столбце df приводится число степеней свободы, связанных с изменениями линии регрессии (в строке «Регрессия») и с хаотическими изменениями (в строке «Остаток»). Столбец SS содержит значения суммы квадратов отклонений, в столбце MS представлены значения частных от деления этой суммы квадратов отклонений на число степеней свободы, в столбце F (наблюдаемое значение F -критерия Фишера) отображаются результаты отношения среднеквадратического значения для регрессии и среднеквадратического значения для остатков, так что большее значение F означает большую статистическую значимость регрессии. Наконец, в столбце «Значимость F » отражается степень доверия или недоверия к модели в целом: на уровне значимости в 95 % показатель значимости F должен составлять меньше 0,05.

После потенцирования трехфакторная производственная функция ВВП Украины имеет вид:

$$Y_n = 15,217 K_n^{0,493} L_{n-2}^{0,24} I_n^{-0,2}. \quad (4)$$

Модель адекватна: коэффициент детерминации $R^2 = 0,992$, F -критерий значимый, все P -значения в пределах нормы (см. табл. 4). Из модели следует важный вывод о том, что информация как фактор

производства не является источником увеличения ВВП *текущего года*, а наоборот, скорее отвлекает финансовые ресурсы от решения текущих производственных задач.

Построим модель производственной функции Кобба—Дугласа, учитывающую трехлетний лаг для фактора информации:

$$Y_n = 16,512 K_n^{0,3} L_n^{0,285} I_{n-3}^{0,226}. \quad (5)$$

Модель (5) адекватна, поскольку для нее $R^2 = 0,986$, F -критерий значимый, но P -значение

для коэффициента при L равно 0,078 и указывает на недостаточную степень доверия к соответствующему коэффициенту регрессии.

После исключения из модели (5) фактора L_n получили такую функцию:

$$Y_n = 39,822 K_n^{0,428} I_{n-3}^{0,180}. \quad (6)$$

Эконометрические характеристики данной модели, представленные в табл. 5, свидетельствуют о ее значимости и адекватности: $R^2 = 0,979$, F -кри-

Регрессионная статистика

Множественный R	0,9959585
R -квадрат	0,9919333
Нормированный R -квадрат	0,9892444
Стандартная ошибка	0,0230711
Число наблюдений	13

Дисперсионный анализ

	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	3	0,5890689	0,196356306		
Остаток	9	0,0047905	0,000532276	368,89937	$9,81 \cdot 10^{-10}$
Итого	12	0,5938594			
		Значения коэффициентов	Стандартная ошибка	t -статистика	P -значение
У-пересечение		2,7224367	0,2151236	12,65521949	$4,89 \cdot 10^{-7}$
K_n		0,4925628	0,0410356	12,0033015	$7,682 \cdot 10^{-7}$
I_{n-2}		0,2401721	0,0610818	3,931976925	0,0034477
I_n		-0,199827	0,0634103	-3,151325817	0,0117125

Таблица 4

Эконометрические характеристики модели (4) зависимости ВВП Украины от факторов с учётом двухлетнего временного лага для L с 1997 по 2009 г.

Регрессионная статистика

Множественный R	0,989466
R -квадрат	0,979042
Нормированный R -квадрат	0,974385
Стандартная ошибка	0,034851
Число наблюдений	12

Дисперсионный анализ

	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	2	0,510646	0,255323		
Остаток	9	0,010931	0,001215	210,2165	$2,7929 \cdot 10^{-8}$
Итого	11	0,521578			
		Значения коэффициентов	Стандартная ошибка	t -статистика	P -значение
У-пересечение		3,684431	0,089377	41,2235	$1,45 \cdot 10^{-11}$
K_n		0,42818	0,031313	13,6743	$2,51 \cdot 10^{-7}$
I_{n-3}		0,180324	0,075969	2,373647	0,041659

Таблица 5

Эконометрические характеристики модели (6) зависимости ВВП Украины от K и I с учётом трёхлетнего временного лага для I с 1998 по 2009 г.



терий значимый, P -значения для всех регрессоров меньше 0,05.

Исходя из изложенного, следует сделать вывод о том, что в экономике Украины 1995—2009 гг. информация как фактор производства положительно (но не очень значительно) влияет на увеличение ВВП с трехлетним лагом.

Поскольку чаще всего именно живой труд выступает фактором, изменение которого наиболее быстро сказывается на динамике экономического роста современных макросистем, мы исследовали зависимость объема ВВП Украины только лишь от объемов примененного живого труда с лагом от нуля до двух лет. В результате получили функцию:

$$Y_n = 1,062 L_n^{0,73} L_{n-1}^{0,001} L_{n-2}^{0,438} . \quad (7)$$

Эконометрические характеристики модели определяют ее как адекватную ($R^2 = 0,936$, F -критерий значимый), но P -значения отдельных параметров вызывают недоверие к ним. Особенно низка степень доверия к коэффициенту при регрессоре L_{n-1} , что можно выявить и непосредственно из вида формулы (7): при столь малом значении показателя степени вклад данного члена в общий итог практически равен единице.

Исключив из модели наименее значимый параметр L_{n-1} , а затем и свободный член, мы получили следующую модель:

$$Y_n = L_n^{0,738} L_{n-2}^{0,444} . \quad (8)$$

Регрессионная статистика

Множественный R	0,999951
R -квадрат	0,999901
Нормированный R -квадрат	0,908983
Стандартная ошибка	0,058953
Число наблюдений	13

Дисперсионный анализ

	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	2	387,0633	193,5317	55684,96	$5,83 \cdot 10^{-21}$
Остаток	11	0,03823	0,003475		
Итого	13	387,1015			
		Значения коэффициентов	Стандартная ошибка	t -статистика	P -значение
Y -пересечение					
L_n		0,73762	0,131291	5,618217	0,000156
L_{n-2}		0,444268	0,132801	3,34536	0,006531

Модель (8) является адекватной и значимой по всем параметрам: $R^2 = 1,000$ с точностью до третьего знака после запятой, нормированный коэффициент детерминации составляет 0,909, F -критерий значимый, P -значения меньше 0,007 (табл. 6). Стандартная ошибка приближения уменьшилась с 0,065 для модели (7) до 0,059 для модели (8), что свидетельствует о более высоком качестве аппроксимации исходных данных с помощью модели (8). Коэффициенты при значимых регрессорах модели (L_n и L_{n-2}) изменились незначительно.

Из моделей (7) и (8) следует вывод о том, что ВВП Украины рос в возрастающих масштабах в 1997—2009 гг. за счет примененного живого труда текущего года и примененного труда с лагом в два года. Из этого вытекает, что экономика Украины сориентирована на использование низкокачественной рабочей силы, инвестиции в подготовку которой приносят относительно быструю отдачу.

Проведя аналогичный анализ с целью определить влияние на объем ВВП инвестиций в основной капитал с нулевым и однолетним лагом, мы пришли к построению производственной функции:

$$Y_n = 39,89 K_n^{0,433} K_{n-1}^{0,041} . \quad (9)$$

Модель (9) является адекватной и значимой по всем параметрам: $R^2 = 0,981$, F -критерий значимый, максимальное P -значение равно 0,0256.

Из этой модели вытекает, что инвестиции в основной капитал приносят убывающую отдачу:

Таблица 6

Эконометрические характеристики модели (8) зависимости ВВП Украины от L_n и L_{n-2} без свободного члена в 1997—2009 гг.

сумма показателей степени в данной функции даже не превосходит 0,5. Кроме того, зависимость ВВП от инвестиций в основной капитал с коротким лагом указывает на быструю оборачиваемость основного капитала и, соответственно, на необходимость структурной перестройки экономики в пользу инвестирования более длительных и масштабных проектов.

Учитывая значимое, но небольшое влияние на экономический рост Украины фактора информации с трехлетним лагом, допустим, что объем ВВП также зависит и от следующих значений I вплоть до текущего года. Построенная модель имеет вид:

$$Y_n = 96,06 I_n^{0,53} I_{n-1}^{0,268} I_{n-2}^{0,321} I_{n-3}^{-0,267}.$$

Эконометрические характеристики модели свидетельствуют об ее адекватности ($R^2 = 0,960$, F -критерий значимый), но P -значения для факторов I_{n-1} и I_{n-3} указывают на незначимость их коэффициентов.

Последовательно исключая указанные параметры из модели, мы получили функцию:

$$Y_n = 90,095 I_n^{0,562} I_{n-2}^{0,38}. \quad (10)$$

Она является адекватной и значимой, поскольку $R^2 = 0,934$, F -критерий значим и P -значения для всех параметров меньше $1,3 \cdot 10^{-3}$ (табл. 7).

Увеличив временной интервал наблюдений (добавив данные за 1997 г.) и последовательно добавляя в модель другие производственные факторы, при этом исключая незначимые, мы получили

еще одну значимую по всем параметрам и адекватную модель:

$$Y_n = 41,122 K_n^{0,419} I_{n-2}^{0,172}. \quad (11)$$

Ее эконометрические характеристики таковы: $R^2 = 0,992$, F -критерий значимый и P -значения для всех параметров меньше $4,7 \cdot 10^{-4}$.

Значение коэффициента детерминации модели (11) указывает на то, что вариация ВВП Украины в 1997—2009 гг. зависела практически лишь от изменения указанных факторов. Таким образом, мы получили еще одно подтверждение тезиса о том, что отдача от расходов на инновации существенна и пролонгирована в некотором временном периоде (2—3 года).

Обратим внимание на то, что большинство лаговых моделей (4), (6), (9) и (11), которые оказались адекватны и значимы по всем показателям, указывают на убывающую, причем заметно убывающую, отдачу от масштаба для исследуемой макросистемы. Сумма показателей степени при всех значимых регрессорах оказывается чуть больше 0,5 для модели (4), чуть меньше 0,5 для модели (9) и близкой к 0,6 для моделей (6) и (11). Этот факт указывает на то, что отдача от вовлекаемых в оборот ресурсов оказывается намного скромнее, чем следовало бы ожидать даже с учетом запаздывания этой отдачи по времени. Иначе говоря, современная экономика Украины представляет собой *диссипативную* систему, в которой некоторая часть хозяйственных ресурсов рассеивается, не принося значимого результата. Экономическую динамику

Регрессионная статистика

Множественный R	0,9661936
R -квадрат	0,9335301
Нормированный R -квадрат	0,918759
Стандартная ошибка	0,0620656
Число наблюдений	12

Дисперсионный анализ

	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	2	0,4869083	0,243454148	63,199787	$5,03 \cdot 10^{-06}$
Остаток	9	0,0346692	0,003852136		
Итого	11	0,5215775			
		Значения коэффициентов	Стандартная ошибка	t -статистика	P -значение
Y -пересечение		4,5008667	0,0893628	50,36624628	$2,406 \cdot 10^{-12}$
I_n		0,5616224	0,0775459	7,242451106	$4,856 \cdot 10^{-5}$
I_{n-2}		0,3801802	0,0823106	4,618850938	0,0012564

Эконометрические характеристики модели (10) зависимости ВВП Украины от I_n и I_{n-2} с 1998 по 2009 г.

Таблица 7



данной макросистемы следует моделировать с учетом этих диссипативных эффектов.

2. ПОСТРОЕНИЕ ТРЕХФАКТОРНОЙ ЭКСПОНЕНЦИАЛЬНОЙ ФУНКЦИИ ТИПА КОББА—ДУГЛАСА

При построении подобного рода моделей будем исходить из того, что производственная функция Кобба—Дугласа, дополненная фактором информации, учитывает не степенную зависимость между этим фактором и ВВП, а показательную, как в формуле (2).

Проведя дисперсионный анализ приведенных исходных данных (см. табл. 1) и вычислив регрессионную статистику, мы получили следующую функцию:

$$Y_n = 5,256 K_n^{0,013} L_n^{0,762} e^{0,075 I_n}. \quad (12)$$

Модель (12) адекватна: $R^2 = 0,911$, F -критерий значимый, но высокое P -значение для K_n (0,718) предполагает исключение этого фактора из модели вследствие низкого доверия к соответствующему коэффициенту. В результате мы имеем модель:

$$Y_n = 4,933 L_n^{0,784} e^{0,078 I_n}. \quad (13)$$

Эта модель адекватна: $R^2 = 0,910$, F -критерий значимый, P -значения свидетельствуют о высокой степени доверия к коэффициентам регрессии, в том числе к коэффициенту при факторе информации — как минимум на 92,5 % (табл. 8).

Таким образом, ВВП Украины, исчисленный по своим значимым факторам посредством экспо-

нentiallyй функции без учета временных лагов (год в год), в большей мере зависит от вовлеченного в производство труда и, в меньшей, но определенно значимой мере — от использованной информации.

3. ПОСТРОЕНИЕ ТРЕХФАКТОРНОЙ ЭКСПОНЕНЦИАЛЬНОЙ ФУНКЦИИ ТИПА КОББА—ДУГЛАСА С УЧЕТОМ ВРЕМЕННОГО ЛАГА

Используя выявленные ранее (см. § 1) временные лаги между приростами объясняющих регрессоров и приростом ВВП, предположим возможность существования экспоненциальных моделей с учетом временного разрыва между изменением объясняющих и объясняемой переменной.

Сначала построим модель, для которой значение заработной платы лиц, работающих по найму, было взято с лагом в два года, инвестиций в основной капитал — с лагом в один год, а расходов на инновации — с нулевым лагом:

$$Y_n = 123,299 K_{n-1}^{0,426} L_{n-2}^{-0,268} e^{0,099 I_n}. \quad (14)$$

Хотя модель (14), исходя из ее эконометрических характеристик, оказалась адекватной: $R^2 = 0,954$, F -критерий значим, но P -значение для параметра L_{n-2} равно 0,286 и указывает на недоверие к соответствующему коэффициенту.

После исключения данного фактора из модели мы получили адекватную и значимую модель, для которой $R^2 = 0,947$, F -критерий значимый, P -зна-

Регрессионная статистика

Множественный R	0,953682
R -квадрат	0,90951
Нормированный R -квадрат	0,894428
Стандартная ошибка	0,07014
Число наблюдений	15

Дисперсионный анализ

	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	2	0,593359	0,29668		
Остаток	12	0,059035	0,00492	60,30552	$5,49 \cdot 10^{-7}$
Итого	14	0,652395			
		Значения коэффициентов	Стандартная ошибка	t -статистика	P -значение
Y -пересечение		1,595892	0,659016	2,421627	0,032222
L_n		0,783803	0,16232	4,828761	0,000413
I_n		0,07848	0,040216	1,951448	0,074739

Таблица 8

Эконометрические характеристики модели (13) степенной зависимости ВВП от L и экспоненциальной зависимости ВВП от I с 1995 по 2009 г.

Множественный R	0,973094
R -квадрат	0,946912
Нормированный R -квадрат	0,936295
Стандартная ошибка	0,056149
Число наблюдений	13

Эконометрические характеристики модели (15) степенной зависимости ВВП от K_{n-1} и экспоненциальной зависимости ВВП от I с 1997 по 2009 г.

Дисперсионный анализ

	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	2	0,562333	0,281166		
Остаток	10	0,031527	0,003153	89,18392	$4,22 \cdot 10^{-7}$
Итого	12	0,593859			
		Значения коэффициентов	Стандартная ошибка	t -статистика	P -значение
Y -пересечение		3,948083	0,138254	28,55675	$6,45 \cdot 10^{-11}$
K_{n-1}		0,338745	0,05081	6,666937	$5,59 \cdot 10^{-5}$
I_n		0,085962	0,029426	2,921295	0,015267

чения на 98,5 % подтверждают значимость коэффициентов регрессии (табл. 9):

$$Y_n = 51,836 K_{n-1}^{0,338} e^{0,086 I_n}. \quad (15)$$

Также нами получена экспоненциальная модель, в которой временной лаг для отдачи от инвестиций в основной капитал составляет два года:

$$Y_n = 89,582 K_{n-2}^{0,128} e^{0,175 I_n}.$$

Она также адекватна и значима по всем параметрам. Несмотря на то, что некоторые эконометрические характеристики уступают характеристикам модели (15): $R^2 = 0,874$, F -критерий значимый, однако P -значения указывают на более высокую степень доверия к коэффициентам регрессии.

Таким образом, изменение объема ВВП в большей мере зависит от изменения инвестиций в основной капитал с лагом в 1–2 года, причем в первый год отдача от этих инвестиций значительно выше, чем во второй. Изменение объема валового продукта также неизменно зависит и от расходов на инновации, и с течением времени влияние объема этих расходов на изменение ВВП увеличивается.

Попробуем также построить экспоненциальную функцию, подобную модели (15), но учитывающую трехлетний лаг для фактора информации:

$$Y_n = 40,196 K_{n-1}^{0,454} e^{0,02 I_{n-3}}. \quad (16)$$

Модель адекватна: $R^2 = 0,996$, F -критерий значимый, однако P -значение для I_{n-3} равно 0,255,

а отсюда вытекает, что доверие к коэффициенту при соответствующем факторе остается на уровне 74,5 %.

Следовательно, модель (16) также при определенных условиях может быть использована для прогнозирования ВВП текущего года и указывает на его значительную зависимость от изменения инвестиций в основной капитал в прошлом году и от расходов на инновации с трехлетним лагом.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В результате исследования экономики Украины за 1995–2009 гг. с целью построения трехфакторной функции типа Кобба–Дугласа для определения зависимости объема ВВП от таких факторов, как инвестиции в основной капитал, заработная плата лиц, работающих по найму, и расходы на инновации, нами получены следующие лаговые модели.

- $Y_n = 15,217 K_n^{0,493} L_{n-2}^{0,24} I_n^{-0,2}$. Данная модель учитывает временной лаг, который возникает между изменением факторов производства (а именно — двухлетний лаг для заработной платы лиц, работающих по найму) и отдачей от них, которая влияет на изменение объема ВВП. Коэффициент детерминации $R^2 = 0,992$. Обратим внимание, что расходы на инновации не служат источником приращения ВВП текущего года, а наоборот, отвлекают финансовые ресурсы от решения производственных задач.
- $Y_n = 39,822 K_n^{0,428} I_{n-3}^{0,180}$. Для этой модели $R^2 = 0,979$. Из нее вытекает факт значимого вкла-



да информационного производства в экономический рост Украины с трехлетним лагом.

- $Y_n = L_n^{0,738} L_{n-2}^{0,444}$. Для этой модели $R^2 = 1,000$, нормированный коэффициент детерминации составляет 0,909. Рост ВВП в возрастающих масштабах осуществлялся за счет примененного живого труда текущего года и примененного труда с лагом в два года. Таким образом, экономика Украины сориентирована на использование низкоквалифицированной рабочей силы, и структура рынка живого труда отражает общие структурные перекосы в экономике страны.
- $Y_n = 39,89 K_n^{0,433} K_{n-1}^{0,041}$. Для этой модели $R^2 = 0,981$. Зависимость ВВП от указанных факторов с коротким лагом указывает на быструю оборачиваемость основного капитала и необходимость структурной перестройки экономики.
- $Y_n = 90,095 I_n^{0,562} I_{n-2}^{0,38}$. В данной модели $R^2 = 0,934$. Она характеризует зависимость ВВП текущего года от расходов на инновации не только в текущем году, но и с двухлетним лагом.
- $Y_n = 41,122 K_n^{0,419} I_{n-2}^{0,172}$. Для модели $R^2 = 0,992$, в ней показана зависимость экономического роста от инвестиций в основной капитал текущего года и вложений в информационное производство с лагом в два года. Мы получили еще одно подтверждение тезиса о том, что отдача от расходов на инновации существенна и пролонгирована во временном периоде 2—3 года. Большинство лаговых моделей, которые оказались адекватны и значимы по всем показателям, указывают на убывающую, причем заметно убывающую, отдачу от масштаба для исследуемой макросистемы. Этот факт свидетельствует, что современная экономика Украины представляет собой диссипативную систему, в которой некоторая часть хозяйственных ресурсов рассеивается, не принося значимого результата.
- $Y_n = 4,933 L_n^{0,784} e^{0,078 I_n}$. Модель, построенная с учетом экспоненциальной зависимости между ВВП текущего года и одним из исследуемых факторов — расходов на инновации. Для нее $R^2 = 0,910$. Она показывает, что ВВП Украины, исчисленный исходя из объема ресурсов, вовлекаемых в текущем периоде (год в год), в большей мере зависит от вложенного в производство труда и в меньшей, но определенно значимой мере — от расходов на инновации.
- $Y_n = 89,582 K_{n-2}^{0,128} e^{0,175 I_n}$. Экспоненциальная модель учитывает двухлетний лаг для инвестиций в основной капитал; $R^2 = 0,874$.
- $Y_n = 51,836 K_{n-1}^{0,338} e^{0,086 I_n}$. Модель учитывает одностолетний лаг для инвестиций в основной капитал; $R^2 = 0,947$. Изменение объема ВВП в большей мере зависит от изменения инвестиций в основной капитал с лагом в 1—2 года. В первый год отдача от инвестиций значительно выше, чем во второй. Изменение объема валового продукта также неизменно зависит и от расходов на инновации, причем с течением времени влияние объема этих расходов на изменение ВВП увеличивается.
- $Y_n = 40,196 K_{n-1}^{0,454} e^{0,02 I_{n-3}}$. Учтен трехлетний лаг для изменения объемов финансирования инноваций. В данной модели $R^2 = 0,996$. При не оптимальной степени доверия к коэффициенту при I_{n-3} (P -значение равно 0,255) модель может быть использована для прогнозирования ВВП текущего года и указывает на его значительную зависимость от изменения инвестиций в основной капитал в прошлом году и от расходов на инновации с трехлетним лагом.

Как видим, именно опережающие инвестиции в основной капитал и финансирование инноваций при определенных условиях становятся основным двигателем интенсификации экономического роста Украины.

ЛИТЕРАТУРА

1. Петухов Н.А., Архипова М.Ю., Нижегородцев Р.М. Факторы экономического роста регионов: регрессионно-кластерный анализ: Научная монография. — Харьков: ИД «ИНЖЭК», 2009.
2. Нижегородцев Р.М., Исайкин Д.В. Оценка вклада информационного производства в экономический рост: факторный подход // Вопросы экономики знаний. — 2010. — Т. 4, № 1. — С. 3—18.
3. Рудзицкий Б.М. Управление НТП: эффективность, структура, информация. — М.: Наука, 1990.
4. Цылев Р.И. Постиндустриальное развитие: Уроки для России. — М.: Наука, 1996.
5. Денисов Ю.Д. Информационные ресурсы в японской экономике. — М.: Наука, 1991.
6. Айвазян С.А., Мхитарян В.С. Прикладная статистика и основы эконометрики. — М.: Изд. объединение «ЮНИТИ», 1998.

Статья представлена к публикации руководителем РРС А.А. Ворониным.

Горидько Нина Павловна — эксперт, консалтинговая компания «Клевер Пойнт», г. Москва, horidko@mail.ru.

Нижегородцев Роберт Михайлович — д-р экон. наук, зав. лабораторией, Институт проблем управления им. В.А. Трапезникова РАН, г. Москва, bell44@rambler.ru.