

ЛАГОВЫЕ МОДЕЛИ ИНВЕСТИЦИОННЫХ ПРОЦЕССОВ С НЕЗАВИСИМЫМИ ПЕРЕМЕННЫМИ

Строятся различные модели распределенных лагов на основе восстановленной динамики инвестиций в основной капитал и приростов основного капитала за период 1965-2006 гг. в России. В качестве наилучшей выбрана двухпараметрическая модель «правого» геометрически распределенного лага, позволяющая сделать вывод о том, что в течение 1 года реализовано 97% влияния прироста основного капитала на размер инвестиций.

В теории инвестиций и эконометрике существенное место отводится исследованию распределенных лагов, показывающих зависимость между объемами инвестиций и другими показателями, такими, например, как объем основного капитала, валовой национальный продукт, – на макроэкономическом уровне; прибыли (сальдированного финансового результата) или денежных потоков и др. – на микроэкономическом уровне.

В данной статье рассмотрим влияние инвестиций во времени на величину основного капитала. Очевидным является тот факт, что инвестиции с определенной задержкой во времени переходят в приращение основного капитала, причем эта задержка неодинакова для разных элементов инвестиций. Поэтому в первую очередь модель распределенного лага является адекватным инструментом для описания связи между инвестициями и приращением основного капитала. Воспользуемся обозначениями и общим методологическим подходом, используемым в работе [1, с. 73-99].

Для анализа будем использовать информацию об инвестициях I_t и приращениях основного капитала (вводе основных производственных фондов ΔK_t) в России в 1965-1991 гг., млрд.руб. (в сметных ценах 1984 г.). Предпримем попытку продолжить обозначенные временные ряды для последующих лет – период либерализации цен и коренных изменений в отечественной экономике, начиная с 1991 года. Причем постараемся сохранить масштаб тех цен, которые действовали до периода реформ, что позволит их считать практически не подверженными инфляционным процессам. Как известно, в дореформенный период инфляции практически не на-

блюдалось, тем более она не измерялась органами госстатистики.

В действующих методологических положениях по статистике [2] (в разделах 3.6.1. – «Пересчет в сопоставимые (базисные) цены объема инвестиций в основной капитал» и 3.6.2. – «Пересчет в сопоставимые (базисные) цены объема введенных в действие основных фондов») существует методика пересчета в сопоставимые цены: 1) инвестиций в основной капитал путем корректировки действующих цен на коэффициент пересчета инвестиций в базисные цены 1996 года, 2) объема введенных в действие основных фондов в фактических ценах в сопоставимые (базисные) цены 1996 г. – с помощью коэффициентов пересчета объема введенных в действие основных фондов, которые в свою очередь корректируются с помощью поправочного коэффициента, отражающего соотношение фактических (смешанных) цен основных фондов, вводимых в действие в t -м году, и среднегодовых фактических цен по инвестициям того же года, а также учитывает итоги проводившихся переоценок.

Существующий подход для последующих лет (после 1996 г.) предполагает деление коэффициента пересчета базисного года на индекс цен последующего года к предыдущему. Считаем масштаб цен 1996 г. не вполне приемлемым, так как последовавший системный кризис 1998 г. существенно повлиял на пропорции изменения цен на инвестиционные товары и основные фонды, в частности активизировался процесс импортозамещения, когда, например, предпочтение в некоторых видах оборудования стало отдаваться отечественным, более дешевым, а не импортным товарам длительного пользования. В связи с этим, чтобы привести имеющиеся

Таблица 1. Индексы физического объема инвестиций в основной капитал (ИВОК) и ввод в действие основных фондов [2, 3. С. 41, 216].

Годы	Индексы физического объема ИВОК, в % к предыдущему году (на конец года; в сопоставимых ценах)	Ввод в действие основных фондов, в % к предыдущему году (в сопоставимых ценах)
1990	100,1	97,3
1991	85,1	75,0
1992	60,3	47,0
1993	88,3	79,0
1994	75,7	71,0
1995	89,9	94,6
1996	81,9	93,7
1997	95,0	95,0
1998	88,0	96,0
1999	105,3	106,4
2000	117,4	120,7
2001	110,0	111,6
2002	102,8	108,5
2003	112,5	107,0
2004	110,9	111,7

данные за период с 1991 в сопоставимый вид с данными, которые наблюдались до него, мы решили привести все данные к ценам 1984 года – последнего года «доперестроечного» периода. Это позволит нам сопоставить до-реформенный период с периодом реформирования российской экономики. Для этого воспользуемся следующими динамическими рядами (см. табл. 1 и рис. 1).

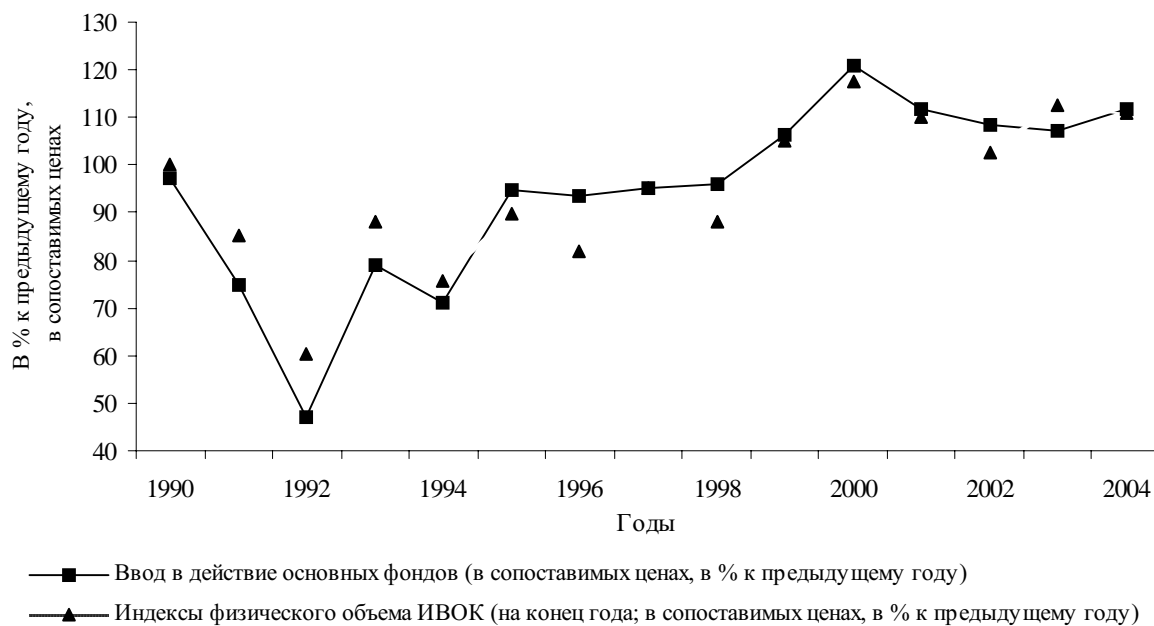


Рисунок 1. Относительные показатели динамики ИВОК и основных фондов в РФ в 1990-2004 гг.

Нами рассматривался также показатель «Индексы физического объема основных фондов», который представлен более гладкой линией почти параллельной оси абсцисс и слабо варьирующей около уровня 100% (на графике эта линия не показана). Как известно, на стоимость может оказывать влияние как цена, так и физический объем. В данном случае, видимо, стоимость введенных основных фондов сильнее подвержена «ценовому», а не «натуральному» фактору, поэтому эта линия более гладкая. Очевидно, что данный показатель не отражает реальный характер изменения стоимости основных фондов в динамике.

Напротив, колебания уровней показателя «ввод в действие основных фондов» более синхронны с колебаниями уровней показателя «индексы физического объема ИВОК», и поэтому именно он должен использоваться для приведения данных об объемах ввода в действие основных фондов в сопоставимый вид.

Если показатели из табл. 1 перемножим цепным способом на соответствующие значения уровней имеющихся данных из [1, табл. 5.1], то получим временные ряды, очищенные от действия инфляционного фактора и приведенные к ценам 1984 (рис. 2). Это позволит нам исключить серьезные ценовые перекосы, возникшие в связи с неоднократно

проводимыми переоценками основных фондов в период реформирования экономики, начиная 1992 года. Кроме того, «натуральное» представление инвестиций и капитала (пусть и в ценах 1984 г.) позволяет лучше понять изменения, происходящие с физическими объемами этих показателей, а значит – суметь более точно определить степень их изменения во времени в зависимости друг от друга (выяснить наличие лаговой задержки) и спрогнозировать их реальные объемы.

В подтверждение правильности выбранного подхода приведем расчеты цепных темпов роста, полученных по данным [1], и сравним их с официальными данными Росстата за 1990-1991 гг. (табл. 1). По показателю инвестиции I_t темп роста 1990 г. по сравнению 1989 г. рассчитывается по формуле:

$$T_p = \frac{I_{90}}{I_{89}} = \frac{143,971}{143,895} \cdot 100 = 100,05 \approx 100,1,$$

что соответствует данным табл. 1 за 1990 г. Следующий показатель также близок к данным табл. 1

$$T_p = \frac{I_{91}}{I_{90}} = \frac{121,676}{143,971} \cdot 100 = 84,51.$$

Подобные расчеты выполним для приращений основного капитала ΔK_t . Так,

$$T_p = \frac{\Delta K_{90}}{\Delta K_{89}} = \frac{121,350}{124,794} \cdot 100 = 97,24 \approx 97,2,$$

$$T_p = \frac{\Delta K_{91}}{\Delta K_{90}} = \frac{91,5}{121,5} \cdot 100 = 75,4 \approx 75.$$

Значения уровней за 2005-2006 годы (рис. 2) являются нашей оценкой, которая получена прогнозированием по линейному тренду, где база прогнозирования ограничена периодом 1999-2004 гг.

Необходимо отметить существование различных тенденций развития исследуемых показателей в различные периоды времени. Так, по нашему мнению, период 1965-1989 лучше всего характеризуется линейными трендами; период 1990-1998 – полиномами третьего порядка; 1999-2004 – линейными трендами.

Для обоснования выбора кусочно-линейной модели в сравнении с уравнением тренда по всей совокупности в эконометрике используется тест Чоу, который свидетельствует о структурной нестабильности тенденции и объясняет необходимость разделения исследуемой совокупности на составные части [4, с. 329-331]. В нашем случае нет необходимости в его применении, так как поворотные точки носят явно выраженные для экономики России моменты серьезных структурных преобразований: 1991 – либерализация цен, 1998 – системный кризис, вызванный обвалом рынка ГКО и последовавшими структурными изменениями. Характеристика выбранных трендов содержится в табл. 2.

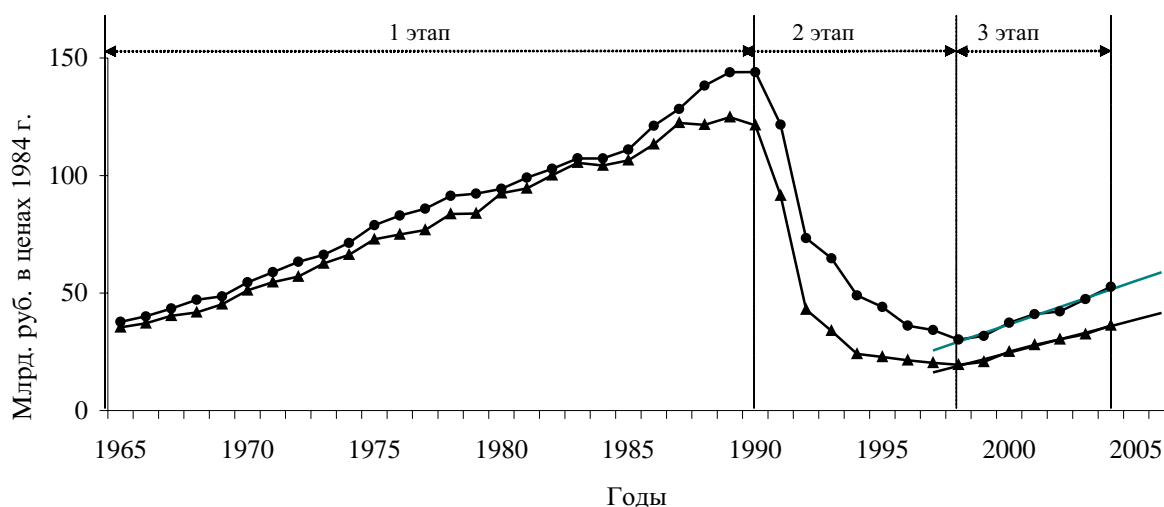


Рисунок 2. Восстановленная динамика ИВОК (верхняя линия) и основных фондов (нижняя линия) в РФ в 1965-2006 гг. в ценах 1984 г.

Таблица 2. Характеристика кусочно-линейных моделей динамики ИВОК и основных фондов в РФ в 1965-2004 гг. (расчеты автора)

Этап	Инвестиции в основной капитал		Прирост основных фондов	
	уравнение	R ²	уравнение	R ²
1965-1989	прямая y = 4,2t + 30	0,99	прямая y = 3,9t + 27,9	0,99
1990-1998	полином 3-го порядка y = -0,26t ³ + 7,15t ² - 68,06t + 257,38	0,98	полином 3-го порядка y = -0,46t ³ + 11,27t ² - 91,37t + 266,23	0,98
1999-2004	прямая y = 3,7t + 21,9	0,98	прямая y = 2,8t + 13,3	0,99

Понимая различный характер тенденций на трех обозначенных этапах развития инвестиционного процесса, считаем возможным исследовать лаговые зависимости по совокупности за весь рассматриваемый период – 1965-2006, а также по выделенным этапам.

Путем анализа множества предварительно рассчитанных лаговых моделей, мы выбрали наилучшую – двухпараметрическую модель геометрически распределенного «правого» лага, которая описывается следующим образом. Весь прирост капитала происходит на заключительном этапе рассматриваемого периода; инвестиции распределены по T годам. Исходная модель в общем виде имеет вид:

$$I_t = \sum_{j=1}^T \alpha_j \Delta K_{t+T-j}, \quad (1)$$

где α_j – коэффициенты распределения приростов капитала во времени, $j = 1, 2, \dots, T-1$.

Эту модель называют моделью «правого» распределенного лага, поскольку в причинно-следственном соотношении ($I \rightarrow \Delta K$) распределена во времени его правая часть. В соответствии с этой моделью фиксированные доли α_j приростов капитала данного и последующих лет осуществляются за счет инвестиций данного года t. Следующим шагом упрощения общей модели распределенного лага является переход к малопараметрическим распределениям. Модель становится малопараметрической, если в нее добавляется предпосылка о конкретном виде распределения. Коэффициенты α_j могут возрастать или убывать по линейной, экспоненциальной, полиномиальной или какой-либо другой функции. В модели геометрически распределенного лага предполагается, что коэффициенты α_j являются членами бесконечно убывающей геометрической прогрессии

со знаменателем ρ , где $0 < \rho < 1$. Учитывая условие $\sum_{j=1}^{\infty} \alpha_j = 1$, имеем

$$I_t = (1 - \rho) \Delta K_t + (1 - \rho) \cdot \rho \cdot \Delta K_{t+1} + (1 - \rho) \cdot \rho^2 \cdot \Delta K_{t+2} + \dots = (1 - \rho) \Delta K_t + \rho \cdot [(1 - \rho) \cdot \Delta K_{t+1} + (1 - \rho) \cdot \rho \cdot \Delta K_{t+2} + \dots] = (1 - \rho) \cdot \Delta K_t + \rho \cdot I_{t+1} \quad (2)$$

В этой модели коэффициент α_1 «отцепляется» от остальных коэффициентов α_j , которые образуют бесконечно убывающую геометрическую прогрессию. В результате соотношение (1) приобретает вид:

$$I_t = \alpha_1 \cdot \Delta K_t + \alpha_2 \cdot \Delta K_{t+1} + \alpha_2 \cdot \rho \cdot \Delta K_{t+2} + \alpha_2 \cdot \rho^2 \cdot \Delta K_{t+3} + \dots \quad (3)$$

Преобразуем (3) к удобному для оценивания уравнения линейной регрессии виду:

$$\Delta K_t - I_{t-1} = \alpha_1 (\Delta K_t - \Delta K_{t-1}) + \rho (\Delta K_t - I_t) \quad (4)$$

Модель (4) двухпараметрическая, она включает параметры $0 < \alpha_1 < 1$ и $0 < \rho < 1$. Рассчитаем необходимые ряды показателей $(\Delta K_t - I_{t-1})$, $(\Delta K_t - \Delta K_{t-1})$ и $(\Delta K_t - I_t)$ для России и оценим по ним множественную линейную регрессию без свободного члена за 1966-2006 гг. и получим:

$$\Delta K_t - I_{t-1} = 0,966 (\Delta K_t - \Delta K_{t-1}) + 0,965 (\Delta K_t - I_t) \\ (0,05) \quad (0,04) \text{ (с.о.)} \\ R^2 = 0,96; DW = 1,71.$$

Отсюда получаем:

$\alpha_2 = (1 - \rho) \cdot (1 - \alpha_1) = 0,0012$; $\alpha_3 = \alpha_2 \cdot \rho = 0,0011$, и уравнение (3) приобретает вид:

$$I_t = 0,9659 \cdot \Delta K_t + 0,0012 \cdot \Delta K_{t+1} + 0,0011 \cdot \Delta K_{t+2} + \dots$$

Коэффициент детерминации модели существенно выше, чем во всех рассмотренных моделях геометрического лага; t-статистики и статистика Дарбина – Уотсона также подтверждают высокое качество этой модели. Все это отражается на рис. 3.

Как видно из рис. 3, линия фактического распределения, представляющая разницу между приростами основного капитала в текущем периоде и инвестициями в предыдущем ($\Delta K_t - I_{t-1}$), достаточно точно аппроксимирована предсказанными с помощью уравнения множественной регрессии без свободного члена уровнями. Факторами в данном случае выступают: 1) разница между текущими и предыдущими уровнями прироста основного капитала ($\Delta K_t - \Delta K_{t-1}$); 2) разница между текущими уровнями прироста основного капитала и текущими инвестициями ($\Delta K_t - I_t$).

Следует отметить, что качество построенного уравнения регрессии страдает от того, что отсутствует свободный член, а это приводит к получению смещенных и несостоятельных оценок и нарушению четвертого условия Гаусса – Маркова (о статистической независимости объясняющей переменной и случайного члена).

Есть два пути решения указанной проблемы. Во-первых, можно оценить уравнение непосредственно как уравнение нелинейной регрессии (оно нелинейно по параметрам, и любой современный эконометрический пакет позволяет оценивать такие уравнения с сохранением всех связей между параметрами). Однако в данное уравнение можно включить лишь конечное число членов бесконечного ряда. Обычно рекомендуется определять число необходимых членов эмпирически, останавливаясь после того, как пре-

кращают изменяться получаемые оценки. Тем не менее, практически эта рекомендация может быть выполнена лишь для стационарных процессов, продолжающихся бесконечно. Действительно, увеличение числа членов в правой части уравнения потребует либо привлечения дополнительных прошлых наблюдений объясняющей переменной, либо сокращения числа наблюдений зависимой переменной в модели. При работе же с реальными данными (когда процессы не вполне стационарны) это приводит к существенным изменениям значений оценок на каждом шаге, и процесс никогда не заканчивается. Таким образом, рекомендация, которая хороша с теоретической точки зрения, на практике не работает. По указанной процедуре было проведено оценивание с использованием тех же данных по России, что и для других моделей, и мы пришли к описанной ситуации: оценки коэффициентов не стабилизируются, и процесс определения продолжительности лага невозможно остановить.

Другим возможным способом избежать проблемы нарушения условий Гаусса – Маркова является введение предположения о том, что эти условия выполняются не для исходной модели геометрически распределенного лага, а для уравнения, известного как преобразование Койка. В действительности может быть так, что они не выполняются полностью ни для той, ни для другой модели, но масштаб их нарушения не очень велик, а сме-

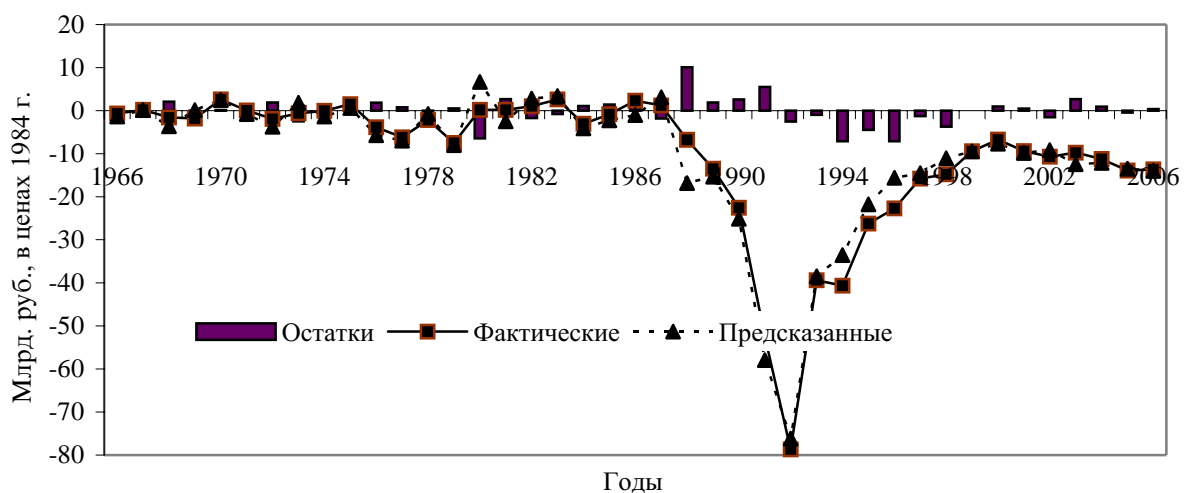


Рисунок 3. Уравнение «правого» двухпараметрического геометрически распределенного лага, оцененное как $\Delta K_t - I_{t-1} = \alpha_1 (\Delta K_t - \Delta K_{t-1}) + \rho (\Delta K_t - I_t)$ для России, 1966-2006 гг. Фактические и предсказанные по уравнению регрессии значения зависимой переменной; отклонения от линии регрессии – остатки (млрд. руб. в ценах 1984 г.)

щение оценок допустимо мало и не слишком различается.

Учитывая выше высказанные замечания, основной вывод, который можно сделать из построенной модели, заключается в следующем. Если предположить, что текущий уровень инвестиций определяется в основном величиной основного капитала, и это влияние распределено во времени по принципу убывающей геометрической прогрессии до бесконечности долго, около 97% этого влияния осуществляется в течение 1 года.

Сопоставив полученную модель с подобной моделью за период 1966-1989 гг. [1], мы заметили, что в течение 1 года был реализован только 51% влияния прироста основного капитала на размер инвестиций в период за 1966-1989 гг. и 97% – 1966-2006 гг. Это говорит о том, что предпочтение в период реформ отдавалось в основном краткосрочным, высокоэффективным инвестиционным проектам с небольшими периодами окупаемости инвестиций, что вполне объяснимо в условиях существенной инфляции.

Список использованной литературы:

1. Замков О.О. Эконометрические методы в макроэкономическом анализе: Курс лекций. – М.: ГУ ВШЭ, 2001. – 122 с.
2. <http://www.gks.ru> – официальный сайт Федеральной службы государственной статистики.
3. Инвестиции в России. 2005: Стат.сб./Росстат. – М., 2005. – 287 с.
4. Эконометрика: Учебник / И.И. Елисева, С.В. Курьшева, Т.В. Костеева и др. Под ред. И.И. Елисеевой. – 2-е изд., перераб. и доп. – М.: Финансы и статистика, 2005. – 576 с.