Нина Горидько
Роберт Нижегородцев

Современный экономический рост: теория и регрессионный анализ

Горидько Н.П., Нижегородцев Р.М.

СОВРЕМЕННЫЙ ЭКОНОМИЧЕСКИЙ РОСТ: ТЕОРИЯ И РЕГРЕССИОННЫЙ АНАЛИЗ

Новочеркасск
НОК
2011

УДК 330
ББК 65.01
Г 69

Исследование проведено при частичной поддержке Российского гуманитарного научного фонда (проект № 10-02-00280а)

Рецензенты:

Архипова М.Ю.,
д.э.н., зав. сектором Института проблем информатики РАН (г. Москва):

Сычёв В.А.,
д.э.н., проф. кафедры «Производственный и инновационный менеджмент» ЮРГТУ (НПИ)

Горидько Н.П., Нижегородцев Р.М.

Г 69 Современный экономический рост: теория и регрессионный анализ. Новочеркасск: «НОК», 2011. - 343 с.

ISBN 978-5-8431-0213-5

Обсуждаются современные теоретические концепции экономического роста. Для современной экономики Украины строятся факторные регрессионные модели, позволяющие оценить динамику ВВП на основе производственных функций, включающих три основных фактора - капитал, труд и информацию. Рассматриваются степенные модели типа Кобба-Дугласа, степенно-показательные модели, модели с лагами (в том числе иллюстрирующие рост на ожиданиях), модели в приращениях.

Построены авторегрессионные модели, описывающие динамику как самого ВВП, так и его факторов. На основе всех типов моделей решаются задачи прогнозирования. Проведена оценка средних и предельных склонностей к потреблению и сбережению для экономики Украины за различные временные периоды.

Для специалистов в области макроэкономики и макроэкономической политики, математических методов анализа экономики, а также аспирантов и студентов старших курсов экономических и инженерно-экономических специальностей.

УДК 330
ББК 65.01

ВНИМАНИЕ!!!

Нумерация страниц в оглавлении соответствует печатному изданию и не согласуется с представленным электронным вариантом.

В ссылках рекомендуем указывать страницы согласно оглавлению.

Оглавление

Введение 6

ГЛАВА 1. Экономический рост, его типы и источники 8

1.1. Понятие и типы экономического роста 8

1.2. ВВП как критерий экономической мощи: обоснованные сомнения 16

1.3. Производственные функции: капитал, труд, информация 18

Литература к главе 1 22

ГЛАВА 2. Принципы построения регрессионных моделей в макроэкономике 23

2.1. Общая методология: значимость моделей, причинность, тренды 23

2.2. Линеаризация регрессионных моделей 34

2.3. Дефлирование. Номинальные и реальные величины 38

2.4. Эконометрическое прогнозирование: когда «ломается» тренд 46

Литература к главе 2 52

ГЛАВА 3. Трехфакторные модели экономического роста: расчеты для периода 1995-2009 гг. 56

3.1. Построение трёхфакторной функции Кобба - Ду гласа по данным текущего периода 57

3.2. Построение трёхфакторной функции Кобба - Дугласа с учётом временного лага 64

3.3. Построение трёхфакторной экспоненциальной функции типа Кобба - Дугласа 79

3.4. Построение трёхфакторной экспоненциальной функции типа Кобба - Дугласа с учётом временного лага 8 1

3.5. Построение производственной функции для ВВП в приращениях 86

3.6. Построение производственной функции для ВВП в приращениях с учётом временного лага 89

Выводы 100

ГЛАВА 4. Трехфакторные модели экономического роста: расчеты для периода 1995-2007 гг. 104
4.1. Построение трёхфакторной функции Кобба - Дугласа по данным текущего периода 104
4.2. Построение трёхфакторной функции Кобба - Дугласа с учётом временного лага 107
4.3. Построение трёхфакторной экспоненциальной функции типа Кобба - Дугласа 119
4.4. Построение производственной функции для ВВП в приращениях 122
4.5. Построение производственной функции для ВВП в приращениях с учётом временного лага 126
Выводы J 34

ГЛАВА 5. Трехфакторные модели экономического роста: расчеты для периода 2000-2009 гг. 138
5. 1. Построение трёхфакторной функции Кобба - Дугласа по данным текущего периода 138
5.2. Построение трёхфакторной функции Кобба - Дугласа с учётом временного лага 141
5.3. Построение трёхфакторной экспоненциальной функции типа Кобба - Ду гласа 158
5.4. Построение трёхфакторной экспоненциальной функции типа Кобба - Дугласа с учётом временного лага 160
5.5. Построение производственной функции для ВВП в приращениях 164
5.6. Построение производственной функции для ВВП в приращениях с учётом временного лага 167
Выводы 176

ГЛАВА 6. Авторегрессионные модели динамики ВВП и факторов экономического роста 180
6.1. Построение авторегрессионных моделей объёма ВВП и факторов его роста 180
6.2. Прогнозирование объёма ВВП и факторов его роста с использованием авторегрессионных моделей 194

Выводы 205
Литература к главе 6 207

ГЛАВА 7. Прогнозирование экономического роста с использованием регрессионных моделей 208
7.1. Прогнозирование экономического роста по долгосрочным моделям 209
7.2. Прогнозирование экономического роста по среднесрочным моделям 223
Выводы 234

ГЛАВА 8. Феномен «роста на ожиданиях» и релятивистская концепция времени в экономике 236
8.1. Модели для периода 1995-2009 гг. 237
8.2. Модели для периода 2000-2009 *гг.* 245
8.3. Применение моделей с отрицательным лагом при прогнозировании объёма ВВП текущего года 249
Выводы 263
Литература к главе 8 267

ГЛАВА 9. Моделирование распределения ВВП и оценка средних склонностей к потреблению и сбережению 268
Выводы 275
Литература *к* главе 9 276

ГЛАВА 10. Моделирование функций потребления и сбережения: вычисление предельных склонностей 278
10.1. Линейная факторная регрессия 279
10.2. Линейная авторегрессия 298
10.3. Нелинейная однофакторная регрессия 305
10.4. Нелинейная факторная регрессия высших степеней 314
10.5. Прогнозирование уровня потребления и сбережения 323
Выводы 338
Литература к главе 10 343

Введение

Традиционное разделение экономистов на «инструментальщиков» и «методологов» необратимо уходит в прошлое. Современный экономический анализ с необходимостью включает в себя как количественные расчеты, так и концептуальные построения, восходящие к общетеоретическим проблемам, в частности, к вопросам экономической причинности.

Эпоха становления экономики знаний, переживаемая современным мировым хозяйством, предполагает необходимость новых постановок хорошо известных проблем. В частности, одной из таких проблем является оценка вклада информационного производства в экономический рост.

Одна из основных целей данной работы заключается в том, чтобы предложить некую совокупность подходов к решению данной проблемы, основанную на возможностях современного регрессионного анализа макроэкономических систем.

Для современной экономики Украины строятся факторные регрессионные модели, позволяющие оценить динамику ВВП на основе анализа производственных функций, включающих три основных фактора – капитал, труд и информацию. Рассматриваются различные типы производственных функций, а именно:

1) степенные модели типа Кобба – Дугласа,

2) степенно-показательные модели, в которых фактор информации включается мультипликативно в виде показательной функции,

3) модели в приращениях, выражающие зависимость прироста объема ВВП от приращений объемов факторов, вовлекаемых в производство,

4) модели с лагами, в том числе с отрицательными лагами, иллюстрирующие рост на ожиданиях, при котором динамика текущего реального объема ВВП в известной мере определяется объемами ресурсов, которые будут вовлечены в хозяйственный оборот в последующие временные периоды.

Построены авторегрессионные модели, описывающие динамику как самого ВВП, так и его факторов. Проведена оценка средних и предельных склонностей к потреблению и сбережению для экономики Украины за различные временные периоды.

На основе моделей всех рассматриваемых типов решаются задачи прогнозирования.

Делаются выводы о логике развития исследуемой макросистемы и о применимости используемых моделей для решения поставленных задач в различных обстоятельствах.

Современный регрессионный анализ экономического роста проводится так, как сделано в этой книжке. Но на свете нет ничего, что нельзя было бы улучшить. Несомненно, что потребности экономики приведут к дальнейшему совершенствованию и развитию надежных и адекватных методов количественного анализа, применение которых, в свою очередь, откроет новые горизонты перед экономической наукой.

Глава 1
Экономический рост, его типы и источники

1.1. Понятие и типы экономического роста

Экономический рост — это долгосрочная тенденция увеличения национального богатства, создаваемого в единицу времени в макроэкономических системах.

Из приведенного определения вытекает, что экономический рост — это прежде всего категория, носящая долгосрочный характер, и его не следует смешивать с фазой экономического подъема. Чередующиеся фазы подъема и спада экономики не препятствуют экономическому росту как долгосрочной тенденции.

Это определение, несмотря на его широкую распространенность, односторонне и неполно, оно дает лишь первоначальное (и довольно поверхностное) представление об истинных целях экономического роста.

Рост экономики может происходить и за счет повышения ее «аварийности» — сокращения надежности функционирования различных подсистем, увеличения неравенства или ухудшения социальных условий. Тем не менее, до сих пор темп роста национального продукта выступает важнейшим критерием эффективности государственной политики и мерой социальных достижений, хотя многие экономисты указывают, что в качестве таких критериев должны выступать так называемые неэкономические цели, характеризующие собственно социальную жизнь граждан страны или региона.

Важным уточнением по поводу оценки результатов экономического роста и институционального развития является замечание Амартия Сена [8, с. 23-24]. Бедные страны, для которых среднедушевой доход ниже по сравнению с более богатыми странами, тем не менее, за счет более равномерного распределения дохода могут демонстрировать более высокий уровень социального благосостояния. Большая равномерность в распределении дохода может достигаться, в частности, за счет соответствующим образом развитой системы социального обеспечения и страхования. В итоге, в более бедной стране могут оказаться выше продолжительность жизни и уровень грамотности населения при сравнительно низком среднедушевом доходе.

В то же время, в последние 20 лет в результате глобализации в мировой экономике сложился феномен “обедняющего роста”. Развивающиеся страны, выходя на мировые рынки и привлекая международный капитал, размещают у себя производство продукции (часто достаточно высокотехнологичной), которое выводится из развитых стран в целях снижения издержек производства. Результатом является жесткая конкуренция по издержкам между развивающимися странами, одним из главных преимуществ в ходе которой становится поддержание низкой заработной платы работников и, соответственно, низкого уровня жизни населения. Экономический рост в данном случае часто ведет к обеднению населения.

Согласно меткому замечанию Саймона Кузнеца, «экономический рост страны может быть определен как долговременное увеличение возможностей удовлетворять все более разнообразные потребности населения в продуктах экономической деятельности. Эта возрастающая способность основана на развитии техники и технологии и на необходимых изменениях в институциональной структуре и идеологии. Важны все три составные части определения. Длительное увеличение предложения товаров есть результат экономического роста, который им и определяется» [4, с. 104].

Экономика представляет собой не сумму определенных макроэкономических параметров (ВВП, ставка процента, уровень занятости и т.д.), а прежде всего совокупность определенных технологических процессов. Поэтому управление экономической системой

начинается с управления технологической структурой производства.

Традиционные экономические доктрины, в основных чертах сформировавшиеся 100-150 лет назад, без должного внимания относились к данной проблеме, поскольку в те времена технологическая структура производства была преимущественно однородной и стабильной: в рамках одной и той же отрасли производство осуществлялось большей частью на основе одного и того же технологического принципа, и он оставался неизменным на протяжении длительного промежутка времени. В современных экономических системах, когда отраслевые рынки постоянно пребывают в состоянии технологических сдвигов, уже нет возможности абстрагироваться от технологической структуры.

Комплексы взаимосвязанных технико-технологических принципов, определяющих технологическое содержание производственных процессов, составляющих технологическую основу экономического роста на протяжении длительных этапов развития цивилизации и отделенных друг от друга радикальными, революционными изменениями в развитии системы производительных сил, называются *технологическими способами производства*. История человечества позволяет выделить три принципиально различных технологических способа производства: аграрный, индустриальный и информационный, становление которого совершается на наших глазах. Такое разделение обусловлено тем, что технологическую основу экономического развития на соответствующих этапах развития человеческого общества составляют соответственно аграрные, индустриальные и информационные технологии.

Комплексы взаимосвязанных технико-технологических принципов, определяющих технологическое содержание производственных процессов в рамках общей технологической парадигмы, диктуемой технологическим способом производства, и отделенных друг от друга эволюционными качественными изменениями в развитии системы производительных сил, называются *технологическими укладами*. Например, в рамках индустриального технологического способа производства можно выделить несколько укладов, каждому из которых соответствует определенный этап в развитии производительных сил, отличающийся от других этапов своей технологической основой: эпоха простейших механических орудий труда сменилась эпохой паровых машин, затем наступила эпоха электричества, затем — век атомной энергетики.

В любой технико-экономической системе, пребывающей в процессе определенной трансформации, всегда обнаруживаются элементы различных технологических укладов, а иногда и различных технологических способов производства. Можно сказать, что неотъемлемой чертой развивающихся технико-экономических систем является их технологическая (так же, как и экономическая) многоукладность.

Тем не менее, в реальных экономических системах, как правило, удается выделить *ведущий* технологический уклад, функционирование которого обеспечивает в конечном счете воспроизводство данной системы. Процесс эволюционных качественных изменений в развитии системы производительных сил, результатом которого является смена ведущего технологического уклада, называется *технологическим сдвигом*.

Каждый технологический уклад, будучи межотраслевым комплексом взаимосвязанных технико-технологических принципов и решений, порождает определенную совокупность (пучок, кластер) технологических нововведений, охватывающих различные отрасли хозяйства, благодаря чему развитие и замещение технологических укладов происходит не плавно, а скачкообразно: новейшие технологические принципы, революционизирующие систему производительных сил, быстро завоевывают все отрасли хозяйства, вытесняя элементы предшествующих технологических укладов.

В рамках аграрных технологий, основанных на росте живых организмов (с применением простейших механических орудий труда), решающим методом производства

выступает перемещение вещества. В рамках индустриальных технологий, где ключевым средством труда является трехзвенная машина, решающий метод — перемещение энергии. Наконец, в рамках информационных технологий, где четырехзвенная машина снабжена управляющим устройством, решающую роль играет перемещение информации.

Перемещение вещества соответствует *экстенсивному* типу экономического роста: для того, чтобы получить вдвое больший результат, нужно переместить вдвое больше вещества. Перемещение энергии порождает *интенсивный* тип экономического роста: оно позволяет экономить усилия по непосредственному перемещению вещества. Наконец, перемещение информации как ведущий метод производства характеризует новый, *информационный*, тип экономического роста, принципиально не сводимый ни к какой комбинации экстенсивного и интенсивного типов.

Информационный технологический способ производства приходит на смену индустриальному и основан на производстве и производительном применении информации. Производство информации, вырастающее из функционирования индустриальных технологий, выступает внешним для них процессом. В самом деле, так же, как станки невозможно вырастить на деревьях (их массовое производство лежит вне пределов аграрного технологического способа производства), так и информация не производится на фабрике: для массового производства знаний необходима принципиально иная система производительных сил, превосходящая возможности индустриального производства, и иные способы соединения живого и овеществленного труда. Поэтому наступление информационной эпохи должно кардинально изменить наши представления о социальных функциях технологического развития, подобно тому, как это сделал в свое время индустриальный технологический способ производства, пришедший на смену аграрному.

Важно отметить, что замена индустриальных технологий информационными представляет собой технологическую, а не структурную проблему: этот процесс не следует воспринимать как отрицание индустриального *сектора* экономики. Когда аграрные технологии были вытеснены из производства индустриальными, аграрный сектор экономики не только сохранился, но и обрел второе дыхание на новой, индустриальной основе. Нечто подобное должно произойти теперь с индустриальным производством, подлежащим радикальным изменениям в связи с его информатизацией, с внедрением в производственные процессы информационных технологий.

При этом экономический рост достигается за счет применения новой информации в производственных процессах. С точки зрения количественной теории информации, этот рост экстенсивен, так как он выступает следствием привлечения все более значительных объемов информации, измеряемых в битах и байтах. С точки зрения качественных, ценностных теорий информации, это рост интенсивный, так как он вызван применением качественно новых слоев научно-технической информации.

Исследуя этот тип экономического роста, необходимо иметь в виду, что он не позволяет ограничиться рассмотрением общественного производства как системы, действующей по принципу «затраты – выпуск», что было оправдано при исследовании других типов экономического роста. Информационный тип экономического роста предполагает, что на передний план общественного развития выходят не количественные, а качественные показатели, и, прежде всего, – качество применяемой в производственных процессах научно-технической информации.

Функционирование научно-технической информации в качестве всеобщей, универсальной производительной силы современного общества естественным образом ставит перед экономической наукой вопрос о том, как отражаются производство информации и ее потребление в производственных процессах на критериях и целях экономического роста.

Информация, вносимая в производственные процессы, является бесконечно

возобновляемым ресурсом, она способна в известном смысле преодолевать ограниченность всех прочих ресурсов и выступает универсальным фактором производства, способным замещать другие факторы. Впрочем, в этом нет ничего неожиданного. На протяжении всей истории человечества подобные замещения факторов выступали всеобщей закономерностью. В эпоху перехода первобытных сообществ от присваивающего хозяйства к производящему человеческий труд замещал собою землю, и там, где наиболее очевидно наблюдался дефицит природных ресурсов, необходимых для жизни человека, быстрее происходил этот исторический переход. В период становления буржуазного строя капитал замещал и природные факторы производства, и живой труд, выступая тем самым в качестве всеобщего хозяйственного ресурса. Сегодня на наших глазах информация замещает собой все прочие факторы производства. Именно поэтому известный институционалист Томас ДеГрегори называет информацию «ресурсом ресурсов» [10]. Научно-технический прогресс, нередко обвиняемый в углублении противоречий между человеком и природой, тем не менее остается единственным реальным средством разрешения этих противоречий.

Это означает, что становление информационного типа экономического роста позволяет преодолеть миф об изначальной ограниченности хозяйственных ресурсов. Этот вывод неизбежно связан с крушением маржиналистского мировоззрения, усматривающего в редкости экономических благ источник их ценности. Более того, можно утверждать, что мы являемся свидетелями кризиса индустриальной парадигмы в современной экономической науке и становления новой, информационной парадигмы, призванной отразить реальности эпохи господства информационных технологий, наступление которой сопровождается радикальными переменами в способах соединения живого и овеществленного труда и утверждением элементов новой системы общественных отношений производства.

Еще одна характерная отличительная черта информационного типа экономического роста состоит в том, что потребление научно-технической информации в системе общественного производства, в отличие от потребления вещества и энергии, снижает энтропию (категория, противоположная информации, выступает в качестве меры неупорядоченности, дезорганизации, хаоса в динамических системах) и повышает организованность, упорядоченность среды, в которой осуществляется производственный процесс.

Именно поэтому компьютер как орудие труда, как машина для обработки информации, может рассматриваться как диалектическое отрицание всех предшествующих (частичных) орудий труда, предназначенных для обработки вещества и энергии. Устраняется «разделение труда» между средствами производства: любое частичное средство труда, используемое в алгоритмических производственных процессах, превращается в придаток компьютера.

Эволюционный подход к развитию социально-экономических систем позволяет утверждать, что их историческая тенденция определяется законом убывания энтропии. Социальные организмы могут жить и воспроизводить себя до тех пор, пока они способны эффективно противостоять энтропии, повышать уровень своей организации. Если же внутренняя структура социально-экономической системы на известном этапе вступает в противоречие с решением этой проблемы, то система подлежит коренной трансформации либо сменяется другой, более способной к выживанию в данной энергоинформационной среде. При этом повышение уровня организации всякой системы, в том числе и социально-экономической, происходит не плавно, а дискретно, скачкообразно, периодическими толчками, что порождает поступательно-циклический характер развития динамических систем.

Становление эпохи господства информационных технологий предполагает рассмотрение природной среды как неисчерпаемого источника ресурсов, вовлекаемых в

хозяйственный оборот. Современная стоимостная форма осуществления труда и оценки его затрат и результатов делает необходимым элементом хозяйственной деятельности человека стоимостную оценку природных ресурсов, сколь бы ни противоречила подобная общественная форма вещественному содержанию материалов и сил природы, вовлеченных в сферу ее господства. Однако в том и заключается принципиальная трудность приложения стоимостных категорий к живым системам, что органические системы принципиально незамкнуты, они открыты для обмена веществом и энергией с внешней средой. В частности, общественное производство ни на какой ступени его развития нельзя считать замкнутой системой, так как оно существенно использует энергию Солнца, рост живых организмов, а также развивающиеся естественные и общественные силы и способности индивидов, осуществляющих производственный процесс.

Поэтому к экологическим, экономическим и другим живым системам неприменимы многие законы развития механических и физических систем, в частности, второе начало термодинамики, гласящее, что энтропия замкнутых систем неуклонно растет с течением времени вплоть до полного их разрушения. Напротив, хозяйственные системы, относительно обособленные от внешней среды, способны снижать свою энтропию и эволюционировать в соответствии с законами самоорганизации сложных систем.

Живая природа предоставляет нам уникальный образец вечного двигателя, имя которому — ДНК. В этом заключается коренная причина того факта, что органические системы постоянно опровергают на наших глазах закон сохранения энергии и прочие законы сохранения, справедливые для замкнутых систем. Принципиальная незамкнутость живой природы, антиэнтропийная направленность ее развития позволяют исследовать на ее примерах фундаментальные законы самоорганизации, иллюстрирующие информационный характер развития органических систем.

Природные динамические системы успешно решают проблемы, с которыми пока не под силу справиться человеку. В качестве примера можно привести многочисленные тщетные попытки обустройства безотходных производственных систем. А живая природа решила эту проблему: отходы жизнедеятельности одного элемента системы служат питательным материалом для другого. Результаты функционирования одних организмов выступают предпосылками существования других. По-видимому, без привлечения живых систем к решению этой задачи мы не сможем продвинуться в требуемом направлении.

Это убеждение еще более укрепляется тем обстоятельством, что большинство применяемых сегодня индустриальных технологий (механических, физических, химических) весьма близко к своим технологическим пределам. За последние 100 лет скорость передвижения возросла примерно в сто раз, мощность источников энергии — в тысячу раз, мощность оружия — в сто тысяч раз, скорость обработки информации — в миллион раз. Техногенная цивилизация достигла огромных, невиданных успехов, но возможности ее развития в рамках прежней, индустриальной технологической парадигмы во многом исчерпаны. Вероятно, каждый следующий шаг на пути повышения производительности технических систем неминуемо потребует от нас обращения к биологическим технологиям, к взаимодействию с живой природой и к сужению сферы применения традиционных индустриальных технологий.

Общая логика исследования различных проблем экономического роста, а также взаимосвязь этих проблем приведены на рис. 1.1. Ключевым инструментом исследования является диалектическая логика, предполагающая раздвоение категории на две стороны, взаимодействие этих сторон и их слияние в новую категорию, выступающую единством противоположностей.

1.2. ВВП как критерий экономической мощи: обоснованные сомнения

В современных условиях становления информационного производства, когда все более весомый вклад в ВВП вносят информационные продукты, многие исследователи выражают обоснованные сомнения в том, что ВВП может служить адекватным критерием итогов хозяйственной деятельности макросистем за соответствующий период времени, а следовательно – и критерием экономической мощи страны, ее роли в мировом хозяйстве.

Приведем пример, иллюстрирующий логику, лежащую в основе сомнений такого рода.

В современном издательском деле (в тех странах, где купля-продажа литературы в основном осуществляется посредством электронной торговли) получил распространение принцип PoD — Print on Demand. Издательство покупает у автора право на издание рукописи, готовит макет книги и выставляет ее рекламу в Интернете. Дальнейшее тиражирование этой книги определяется только спросом: пришел заказ от потребителей на два экземпляра издания — издательство отпечатало эти два экземпляра и отослало заказчикам. Пришел заказ на две тысячи экземпляров — соответственно, отпечатало две тысячи. Каков же тираж такого издания? Потенциально он бесконечен, а на самом деле может быть и нулевым. При этом издательство может напечатать хоть по миллиону экземпляров каждой книги, права на тиражирование которой оно купило, и тем самым внести огромный вклад в ВВП страны. Вопрос лишь в том, нужен ли такой ВВП этой стране.

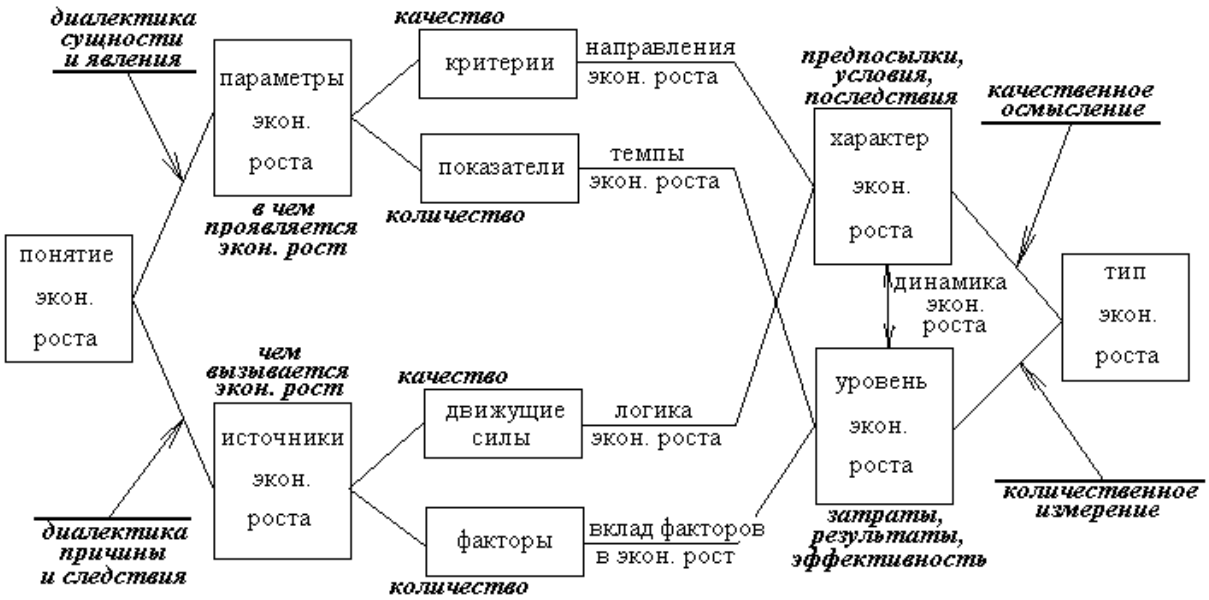

Рис. 1.1. Характер, темпы и источники экономического роста

Подобный вопрос касается любого информационного продукта, издержки тиражирования которого во много раз меньше издержек на создание информации, лежащей в его основе. Путем перемещения информации не составляет никакой проблемы добиться сколь угодно большого увеличения ВВП. Но это и означает, что валовой продукт в эпоху информационного производства не может выступать адекватным критерием экономического роста. Основным критерием становится степень удовлетворения потребностей индивидов и общества в целом.

Предлагаемое Международным Валютным Фондом разделение стран на развитые и развивающиеся по критерию среднедушевого ВВП, рассчитанного по паритету

покупательной способности их национальных валют, — это «каменный век» современной экономической науки. Косвенным подтверждением этого факта является пример нашей страны. Россия в 2006 году едва преодолела две трети заветного рубежа в 12 тыс. долл. на душу населения, необходимого для того, чтобы считаться развитой страной по классификации МВФ, и, тем не менее, именно Россия председательствовала в «большой восьмерке» наиболее развитых и влиятельных стран мира, совместные действия которых определяют грядущий облик мирового хозяйства.

Таким образом, нашей стране реально необходимо стремиться не к количественным показателям приращения ВВП, а к достижению нового качества экономического роста, осуществляемого на базе новых источников. Решающим источником роста современных экономических систем выступает технологическая информация, и потому переход к информационному производству следует считать важнейшей стратегической задачей развития любой страны, претендующей на достойное место в мировом разделении труда.

В свое время (1969 год) Джон Кеннет Гэлбрейт подверг жесткой критике «культ валового внутреннего продукта» [2]. Высказанные им соображения обретают «второе дыхание» в эпоху становления общества, основанного на господстве информационных технологий.

1.3. Производственные функции: капитал, труд, информация

Количественная зависимость результатов хозяйственной деятельности от объемов вовлекаемых в производство факторов называется *производственной функцией*. Обозначая через Y результат хозяйствования макросистемы за определенный период времени (например, за год), получаем зависимость вида

$$Y = f(K, L, N, I, \ldots),$$

где в роли факторов производства выступают капитал K, живой труд L, природные ресурсы (условно говоря, земля) N, информация I, а также другие факторы. Некоторые исследователи выделяют в качестве отдельных факторов производства технологии, систему управления производством (менеджмент), институциональное регулирование государства и даже объем совокупного спроса.

В простейших формах производственной функции участвуют лишь две переменные, выделенные в явном виде, — капитал и труд. Функцией такого рода является производственная функция Кобба — Дугласа:

$$Y = rK^{\alpha}L^{\beta},$$

где r — коэффициент пропорциональности, выражающий зависимость ВВП (национального дохода) Y от всех прочих факторов производства, не являющихся трудом и капиталом. Иногда этот множитель называют коэффициентом технического прогресса, однако это название неточно и, пожалуй, неверно отражает реальный экономический смысл данного параметра.

Кобб и Дуглас рассматривали производственную функцию в предположении, что $\alpha + \beta = 1$, но при выполнении этого условия получаем, что $Y(sK, sL) = sY(K, L)$, т.е. для того, чтобы получить в s раз больший результат, необходимо взять в s раз больший объем капитала и приложить к нему в s раз большее количество труда. Таким образом, данное предположение характеризует экстенсивный тип экономического роста (постоянную отдачу от масштаба). В реальных экономических системах сумма $\alpha + \beta$ всегда оказывается либо больше, либо меньше 1, в зависимости от того, в какой фазе промышленного цикла находится экономика в данный период.

Эффективность использования вовлеченных в производство ресурсов определяется производительностью соответствующих факторов производства (отношением объема

созданного валового продукта к затратам соответствующего фактора производства, при помощи которого этот объем создается). Таким образом, отношение Y/L называется производительностью труда, а Y/K — производительностью капитала или фондоотдачей. Как обычно, категория эффективности означает отношение хозяйственного результата к затратам, благодаря которым он достигается. При практических расчетах данных коэффициентов обратим внимание на то, что между вовлечением факторов в производственные процессы и получением с их помощью результата существуют определенные временные интервалы, задержки (лаги). Поэтому ВВП текущего года, скорее всего, является результатом действия факторов производства, вовлеченных не только в текущем году, но и в прошлом году, и, возможно, несколько лет назад.

Предельная производительность соответствующих факторов производства рассчитывается как первая производная: предельная производительность капитала равна dY/dK, предельная производительность труда — dY/dL.

Величины, обратные производительности, называют емкостями: капиталоемкость (фондоемкость) производства определяется отношением K/Y, трудоемкость — величиной L/Y.

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 [6], в которой проведена оценка вклада капитала, труда и информации в экономический рост российских регионов на основе трехфакторной модели типа Кобба – Дугласа. В работе [5] 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 [7, 9] включить в производственную функцию как самостоятельный фактор производства информацию наряду с трудом и капиталом выглядели как модификация традиционной степенной функции Кобба – Дугласа:

$$Y(t)=r*K^{\alpha}*L^{\beta}*I^{\gamma}, \qquad (1.1)$$

где все константы положительны, $\alpha+\beta+\gamma=1$. При таком подходе $\frac{\partial^2 Y}{\partial I^2}<0$, поэтому тем самым фактически *постулируется* закон убывающей отдачи по отношению к информации как фактору производства. Одновременно другими авторами [3] предлагалась производственная функция вида

$$Y(t)=r*K^{\alpha}*L^{\beta}*e^{I*\gamma}, \qquad (1.2)$$

где все константы положительны и $\alpha+\beta=1$. Этот подход автоматически предполагает по отношению к информации закон возрастающей отдачи, поскольку для данной функции $\frac{\partial^2 Y}{\partial I^2}>0$, независимо от значений входящих в нее параметров. Некоторые исследователи в самом деле придерживаются точки зрения, согласно которой информация, применяемая в

производственных процессах, характеризуется возрастающей отдачей. В качестве примера сошлемся на позицию Дэниела Белла: «Замена рабочих машинами приводит к экономии не только труда, но и инвестиций, так как каждая следующая единица капитала более эффективна и производительна, чем предыдущая, и, следовательно, на единицу продукции требуется меньше затрат…» [1].

Логистическая динамика жизненного цикла технологий позволяет утверждать, что наиболее адекватное экзогенное включение научно-технической информации как самостоятельного фактора производства в производственную функцию возможно в случае ее представления в виде

$$Y(t)=r*K^{\alpha}*L^{\beta}*y(I), \qquad (1.3)$$

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 научно-техническую информацию данного технологического уклада 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 научно-технической информации. При этом обобщенная логиста высокого порядка выступает огибающей семейства логистических кривых первого порядка, каждая из которых описывает жизненный цикл технологий, принадлежащих к одному кластеру нововведений, применяемых в производственных процессах.

Следует иметь в виду, что если формула (1.3) описывает динамику экономического роста на длительных временных горизонтах, сравнимых с продолжительностью кондратьевского цикла, то формулы (1.1) и (1.2) могут служить основой для эконометрических моделей на более коротких временных интервалах.

При этом современный эконометрический анализ позволяет также установить характер отдачи от масштаба, свойственный в среднем за рассматриваемый временной промежуток для исследуемой макросистемы, вместо того, чтобы постулировать постоянство отдачи от масштаба, тем самым ограничивая свое внимание предположением об экстенсивном типе экономического роста.

Литература к Главе 1

1. Белл Д. Грядущее постиндустриальное общество: Опыт социального прогнозирования. М.: Academia, 1999.
2. Гэлбрейт Дж. К. Новое индустриальное общество. М.: АСТ, 2004.
3. Денисов Ю.Д. Информационные ресурсы в японской экономике. М.: Наука, 1991.
4. Кузнец С. Современный экономический рост: результаты исследований и размышления// Нобелевские лауреаты по экономике: взгляд из России. СПб: Гуманистика, 2003.
5. Нижегородцев Р.М., Исайкин Д.В. Оценка вклада информационного производства в экономический рост: факторный подход// Вопросы экономики знаний. Екатеринбург, 2010. Том 4. № 1. — С. 3-18.
6. Петухов Н.А., Архипова М.Ю., Нижегородцев Р.М. Факторы экономического роста регионов: регрессионно-кластерный анализ: Научная монография. Харьков: ИД «ИНЖЭК», 2009.

7. Рудзицкий Б.М. Управление НТП: эффективность, структура, информация. М.: Наука, 1990.
8. Сен А. Развитие как свобода. М.: Новое издательство, 2004.
9. Цвылев Р.И. Постиндустриальное развитие: Уроки для России. М.: Наука, 1996.
10. http://www.uh.edu/~trdegreg/.

Глава 2
Принципы построения регрессионных моделей в макроэкономике

2.1. Общая методология: значимость моделей, причинность, тренды

Когда вы поднимаетесь по лестнице, вы можете поставить ногу на ступеньку двадцатью пятью разными способами — в зависимости от крутизны ступенек, от их ширины, от того, скользкая ли поверхность, а может быть, они прогнили и проваливаются при ходьбе, или скрипят, или имеют разную ширину слева и справа, если это винтовая лестница. Некоторые из этих двадцати пяти способов надежны и безопасны, другие заставят вас удерживать равновесие, совершая балансирующие движения, результат которых далеко не очевиден. А некоторые способы встать на ступеньку заведомо приведут к падению при следующем шаге. И только от вас зависит, какой из этих способов вы выберете.

Точно так же обстоит дело и с макроэкономическими моделями. Для каждого вопроса, который может быть задан, существует много десятков моделей, способных ответить на него с разной степенью точности, надежности и обоснованности. Вопрос заключается в том, каковы цели, с которыми вы прибегаете к моделированию макропараметров. В зависимости от целей и от обстоятельств, характеризующих динамику макросистем, исследователь должен выбрать модель, которая максимально точно, полно и адекватно ответит на поставленный им вопрос.

Мы предпочитаем моделировать и прогнозировать параметры экономической динамики при помощи эконометрических (главным образом, регрессионных) моделей, позволяющих определить, с какой точностью получен тот или иной результат, а в случае необходимости включать или исключать объясняющие переменные до тех пор, пока не получится приемлемая с точки зрения адекватности модель.

Этих возможностей не предоставляют, например, псевдобалансовые модели, авторы которых порой категорично утверждают их незаменимость для целей макроанализа и прогнозирования. Некоторая ирония заключается в том, что сторонники псевдобалансовых моделей часто убеждены в правоте предоставляемых ими выводов и в то же время начисто лишены аппарата, который был бы способен ее подтвердить.

Межотраслевые балансы предполагают решение N уравнений с N неизвестными. Найденная при этом равновесная точка имеет краткосрочный смысл и не позволяет делать какие бы то ни было выводы долгосрочного характера. При изменении хотя бы одного коэффициента во всей матрице вектор-столбец решений полностью изменяется, причем в рамках балансовой методологии нет возможности проверить, с какой именно точностью получен данный результат.

Любая равновесная модель действует так, как если бы на свете не было погрешностей измерения и вычисления, т.е. как если бы все цифры, встречающиеся в расчетах, были абсолютно точны.

Этот недостаток успешно преодолевают эконометрические модели. Здесь на N неизвестных мы (как правило) имеем минимум $\frac{1}{2}(N^2 - N)$ уравнений, и вместе с наилучшей аппроксимацией мы получаем приблизительный (стохастический) ответ на вопрос о том, с какой точностью найдена эта аппроксимация, что, разумеется, намного более ценно.

Мы никогда не пользуемся для получения информации о текущем времени часами, которые стоят, и охотно пользуемся часами, спешащими ровно на три минуты, несмотря на то, что стоящие часы дважды в сутки показывают точное время, а спешащие – никогда. Тем не менее, зная точность, с которой получен результат, мы в случае необходимости вводим

нужную поправку и ориентируем свои действия по данным, полученным с известной нам точностью. Совершенно по той же причине эконометрические модели дают результат, намного более пригодный к дальнейшему употреблению.

Попутно эконометрические характеристики модели позволяют удостовериться в том, что построенная модель адекватна и значима, и дают возможность хотя бы приблизительно оценить вклад каждого из рассматриваемых факторов модели в итоговый результат — вариацию объясняемой переменной.

При этом на основе зависимостей, найденных по данным прошлых периодов, мы можем с известной точностью спрогнозировать, как изменятся найденные зависимости в будущем. В некоторых случаях эконометрические модели способны дать впечатляющие долгосрочные прогнозы и позволяют отслеживать «поворотные» точки, в которых коренным образом изменяется динамика изучаемой системы. Псевдобалансовые модели на это в принципе не способны, все имеющиеся зависимости они рассматривают в некотором смысле как аналоги предшествующих.

Заметим, что эконометрика представляет собой универсальный аппарат, позволяющий осуществлять интеллектуальный анализ данных. Собственно к экономике логика действия данного аппарата не имеет никакого отношения, с таким же успехом он применим к анализу данных в любой другой сфере — медицине, геологии, филологии и т.д. Название «эконометрика» закрепилось за этим аппаратом в силу того факта, что он первоначально возник как ответ на потребности экономической науки и впервые применялся именно в ней. Однако к сути тех методов, которыми пользуется эконометрика, это никак не относится.

Многочисленные нарекания в адрес эконометрических (в частности, регрессионных) методов раздаются главным образом от людей, которые неверно трактуют получаемые с помощью этих методов результаты.

Например, представим себе ситуацию, когда объясняемая переменная Y выражается линейной регрессионной моделью через ряд объясняющих ее динамику регрессоров: $Y = f(x_1, x_2, x_3)$ с коэффициентом детерминации $R^2 = 90\%$. Затем удается построить другое уравнение, выражающее линейную связь между той же величиной Y и набором совершенно других объясняющих параметров: $Y = g(x_4, x_5, x_6)$, причем коэффициент детерминации снова оказался равен 90%. Может ли такое быть? Конечно, может. А может ли при этом оказаться так, что наборы переменных (x_1, x_2, x_3) и (x_4, x_5, x_6) не мультиколлинеарны друг с другом, т.е. переменные, входящие в эти наборы, по отношению друг к другу линейно независимы? Увы, и такое может быть.

Объявлять на этом основании эконометрику лженаукой нет разумных оснований. Необходимо лишь понять, что объясняющий параметр, который в одной модели оказался значим для объяснения вариации динамического ряда, в другой модели (в компании других регрессоров) при объяснении вариации того же ряда может быть незначим. Поэтому, между прочим, не следует торопиться объявлять, что объясняемая переменная «не зависит» от параметров, которые пришлось исключить из регрессионной модели. Если при построении какой-либо модели лучше обойтись без них, это не значит, что объясняемая переменная вовсе не имеет отношения к этим параметрам: возможно, в другом наборе объясняющих переменных они оказались бы значимыми.

Работая с регрессионными моделями, не следует также упускать из виду разницу между объясняемыми и объясняющими переменными. Здесь есть серьезное отличие от обычной алгебры, в которой можно любую переменную выразить через другие, и эта операция во многих случаях обратима (например, если уравнение линейно). Для эконометрического анализа модель X = f (Y, Z) – это совсем не то же самое, что модель Y = g (X, Z), С точки зрения эконометрики это две абсолютно разные модели (даже если эти модели линейны), они будут иметь разные эконометрические характеристики.

Это же замечание касается любых преобразований модели, даже если они формально обратимы: преобразованная модель — это другая модель, у нее другие эконометрические показатели. Например, модель $Y = x_1x_2$ — это не то же самое, что модель $\ln Y = \ln x_1 + \ln x_2$. Причина этого заключается в том, что у этих моделей аддитивные остатки имеют разный «физический» (или экономический) смысл и потому ведут себя по-разному.

Отдельная группа проблем касается распространенной ошибки толкования результатов эконометрического анализа, связанной с тем, что выявленная при помощи регрессионных моделей связь объявляется *зависимостью*, т.е. предпринимаются попытки приписать выявленной связи некий причинный смысл.

В связи с этим следует напомнить, что регрессионные модели лишь *обнаруживают* связь между переменными, но не объясняют эту связь, тем более – не указывают на ее направленность (что от чего на самом деле зависит), и уж подавно не выявляют причинного смысла этой связи.

Причинные связи в экономике (как и в любой науке) раскрывает только теория, никакие количественные модели по своей природе не способны этого сделать.

Этот факт не раз обсуждался экономистами, которые настаивали на необходимости исследовать *причинные* связи в экономике, несмотря на растущую популярность функциональных количественных методов, применение которых не всегда должным образом обосновано.

В частности, Нобелевский лауреат Морис Аллэ много раз высказывал скептическое отношение к моделям такого рода, а злоупотребление ими в обстоятельствах, не вызывающих к ним серьезного доверия, называл «дикой эконометрикой» [1]. Он, как известно, всегда являлся сторонником *параметрических* моделей, в которых характер взаимосвязи между рассматриваемыми переменными выявляется заранее на основе анализа их фактически наблюдаемых значений.

Специалисты в области эконометрики не оспаривают тезис о необходимости развивать теорию и о ее незаменимой роли в экономических исследованиях. Однако многие из них полагают, что нет причин ожидать, будто модели, построенные на основе причинно-следственные связей, будут порождать более качественные прогнозы, чем модели временных рядов, исследуемые без какого-либо содержательного обоснования [25].

Заметим, что порой утверждения о причинном характере выявленных при помощи регрессионного анализа зависимостей «вползают» в рассуждения экономистов-математиков с черного хода. В качестве типичного примера такого рода приведем следующий ход рассуждений. Некий экономист при помощи регрессионного анализа строит линейную зависимость величины конечного потребления макросистемы от объема располагаемого дохода. На основе эконометрических характеристик модели, свидетельствующих о ее адекватности и значимости, делается следующий вывод: «Наши расчеты подтверждают вывод о том, что величина потребления является линейной функцией располагаемого дохода» [3, с. 16].

На самом деле проведенные автором расчеты не подтверждают вывод о линейном характере построенной функции, а исходят из *предположения* о том, что эта функция линейна. Нормальный ход рассуждений должен был бы выглядеть так. *Предположим*, что функция связи между объемом конечного потребления и уровнем располагаемого дохода является линейной. *В таком случае* параметры этой функции таковы (они определяются регрессионной моделью). *При этом* эконометрические характеристики показывают, что модель адекватна и значима, *следовательно*, линейная связь между объясняемой переменной и объясняющим ее регрессором существует. Однако это не мешает построить на основе тех же самых наблюдений другую, нелинейную модель, которая связывала бы эти две переменные, была бы адекватной и значимой и при этом имела бы более высокую

объясняющую способность (коэффициент детерминации) и меньшие p-значения для коэффициентов регрессии (т.е. более высокий уровень доверия к каждому из них).

В связи с этим следует напомнить, что прикладная программа, при помощи которой исследователь проводит регрессионный анализ, способна лишь вычислить тем или иным способом оптимальные с определенной точки зрения (например, с точки зрения критерия наименьших квадратов) параметры тренда. Однако вид этого тренда задается экзогенно, его должен угадать сам исследователь, и во многих случаях фактические наблюдения дают довольно значительный простор для произвола, если фантазия исследователя не предполагает ограничений со стороны теории, способной подсказать вид этой связи.

В некоторых других случаях, наоборот, простор для произвола отсутствует, модели, использующие очевидные, часто встречающиеся тренды, оказываются незначимыми, и единственный способ понять, как же связана объясняемая переменная с каким-либо из своих регрессоров, заключается в том, чтобы нанести точки на график и медитировать на полученное изображение, пытаясь угадать, какого вида функция могла бы связать эти два динамических ряда.

Вопрос о выборе подходящего тренда – это отдельная серьезная проблема. Но при всем разнообразии возможных путей ее решения здесь уместно применение неких эвристических соображений.

Например, логистическая кривая (рис. 2.1) описывает кумулятивные процессы с насыщением, т.е. такие, когда скорость роста объясняемой переменной прямо пропорциональна уже имеющемуся объему этой величины и в то же время пропорциональна расстоянию этой величины до своего верхнего предела, которого она превзойти не может.

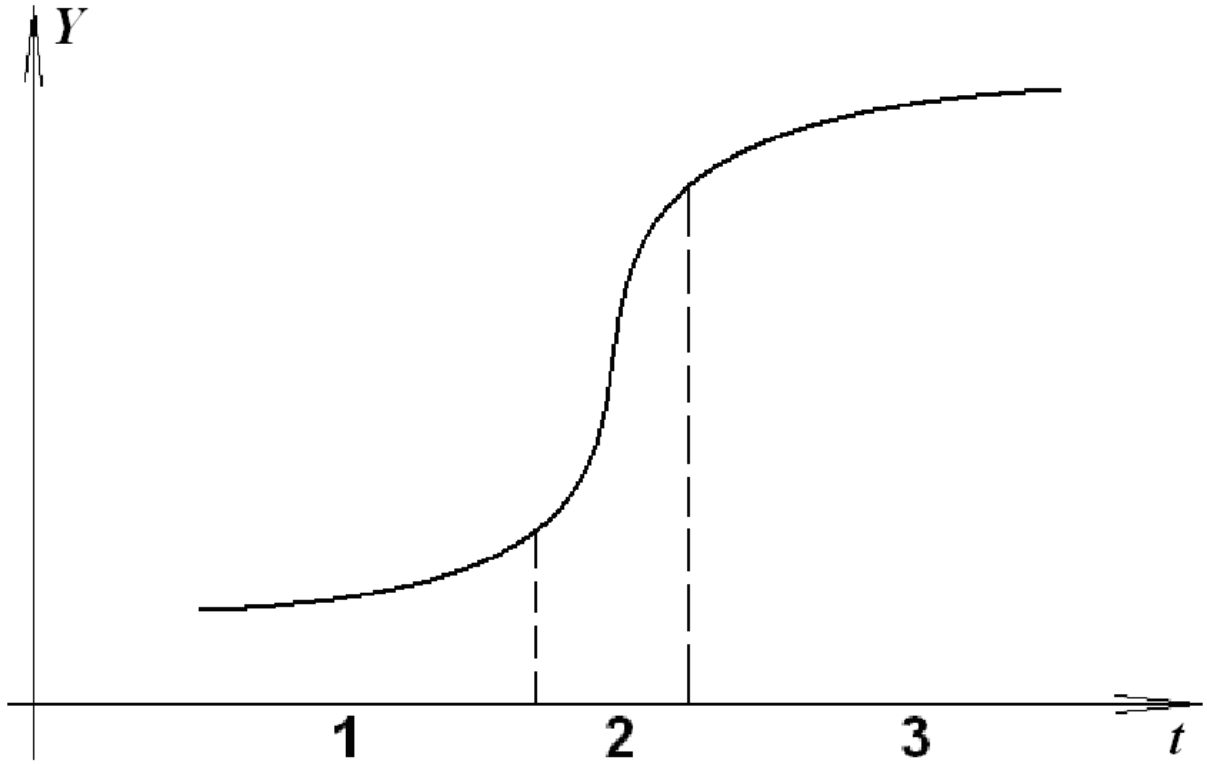

Рис. 2.1. Логистическая кривая

Рис. 2.1 показывает, что логистическая кривая разбивается на три хорошо отделяемых друг от друга этапа: латентное развитие (1), быстрый взлет (2) и затухание (3).

Логистическая кривая описывает общую динамику сложных систем: вначале происходит медленное накопление количественных изменений, затем следует скачок и система обретает новое качество, а затем в недрах этого нового качества начинают созревать количественные предпосылки следующего качественного сдвига. Таким образом, логистическую кривую можно считать наиболее общей количественной моделью взаимного перехода количественных и качественных изменений.

Хорошим примером такого перехода можно считать процесс развития технологии или технологического сдвига. Напомним, что каждый технологический уклад, как и любой отдельный технологический процесс, развиваясь по закону логистической кривой, проходит в своей динамике три основные фазы. Вначале значительные усилия лишь очень слабо продвигают результат, достигаемый в требуемом направлении. Это фаза латентного развития, когда новая технология развивается в недрах других технологических процессов. Затем, по мере накопления критической массы развития, следует технологический рывок, когда ощутимый результат достигается без больших усилий. Это период расцвета, бума в развитии новой технологии. Впоследствии, по мере приближения к технологическому пределу, затраты (как в натуральном, так и в стоимостном выражении) значительно возрастают в пропорции к достигаемому эффекту. Это третья, последняя фаза, характеризующая старение и отмирание данной технологии.

В более сложных случаях, когда возникает потребность отследить дальнейший ход событий в рамках уже нового обретенного системой качества, применяются более сложные обобщенные логистические кривые (рис. 2.2). Они представляют собой склейку различных «единичных» логистических кривых, подобных той, что представлена на рис. 2.1.

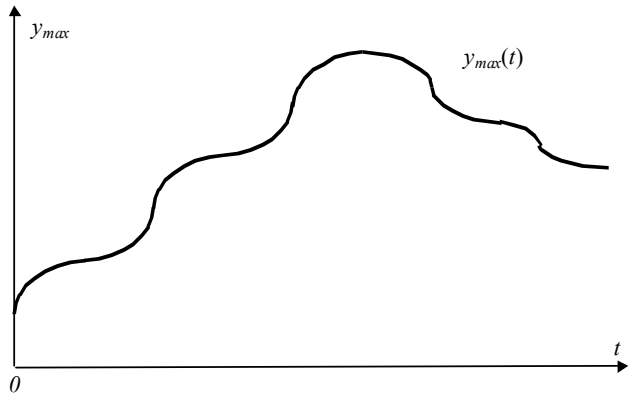

Рис. 2.2. Обобщенная логистическая кривая

Кривая рисунка 2.2 характеризует, например, процесс адаптации сотрудника к новому месту работы или к выполнению новых служебных обязанностей. Существуют несколько ступеней адаптации работника к организационной структуре и к организационной культуре фирмы, в составе которой он функционирует. Полезность работника для фирмы в единицу времени y_{max} есть функция от продолжительности t его пребывания в составе данной фирмы, и график этой функции схематично представлен на рисунке 2.2 [24].

Указанный процесс адаптации можно представить как процесс обучения сотрудника институциональным нормам (как формальным, так и неформальным), существующим в данной фирме. Адаптация сотрудника происходит скачкообразно, по мере освоения им соответствующих процедур, рутин, шаблонов поведения. Через некоторое время работник достигает максимально возможной в данных условиях эффективности производства, а после этого происходит дальнейшая, более тонкая, адаптация, позволяющая сотруднику проявлять

оппортунистическое поведение по отношению к фирме, в которой он работает (например, экономить силы, если он получает вознаграждение не за реально выполненную работу, а за красиво составленный отчет о ее выполнении). Наличие нисходящего участка кривой адаптации, тем не менее, не означает, что находящегося на ней работника пора заменять другим: полезность других, «неадаптированных» сотрудников с точки зрения фирмы почти всегда оказывается меньше, чем полезность замененного работника.

Наличие убывающего участка «кривой адаптации» $y_{max}(t)$ иногда является следствием снижения функциональных способностей работника в силу причин, связанных с его трудоспособностью, состоянием здоровья и т.д.

Кривая рисунка 2.2 является стандартной кривой адаптации, описывающей множество различных процессов. В частности, этой закономерностью можно описать динамику активного словарного запаса индивида. По мере освоения новых учебных дисциплин в школе или в вузе словарный запас скачкообразно расширяется, а затем, когда человек завершает образование, по мере концентрации его внимания на выполняемых им профессиональных обязанностях, целые семантические блоки выпадают из его словарного запаса (нисходящая ветвь кривой). Этой же закономерностью описывается динамика интенсивности любой психической реакции человека в зависимости от времени (например, оргазм) при условии неизменного уровня интенсивности раздражителя, вызвавшего эту реакцию.

Использование логистических (в том числе обобщенных логистических) кривых в качестве кривых обучения и адаптации является стандартным и широко распространенным [23], что обуславливает широту применения кривых данного вида в различных количественных моделях [8, 9]. Можно утверждать, что логистические кривые являются наиболее популярными при моделировании динамики величин типа фонда (stock), в том числе и в экономике.

Производная логистической кривой представляет собой колоколообразную кривую (кривую Гаусса, рис. 2.3), которой часто описывается динамика величин типа потока (flow).

Многие вероятностные процессы описываются кривой данного вида. В качестве примера можно указать на зависимость вероятности потери работы во время кризиса от совокупных инвестиций работника в свой человеческий капитал [13]. Как показывает статистика, вероятность потерять работу во время кризиса и для дворника, и для академика пренебрежимо мала, она максимальна для лиц с неоконченным высшим и только что полученным высшим образованием, что соответствует средней части кривой Гаусса, содержащей точку максимума.

Данная кривая характеризует, в частности, нормальное (гауссово) распределение случайных величин, что весьма важно для моделирования многих процессов. При применении некоторых методов регрессионного анализа следует вначале убедиться в том, что оцениваемые случайные величины нормально распределены.

Почему нормальное распределение столь любимо и столь широко распространено? На это есть две причины, одна из них имеет математический смысл, другая связана с целеполаганием в управляемых процессах.

Во-первых, распределение случайной величины, представляющей собой сумму случайных величин, ни одна из которых не имеет явного доминирования над другими, стремится к нормальному с бесконечным ростом их числа. Иначе говоря, сумма бесконечно большого количества равных по значимости случайных величин нормально распределена независимо от того, как распределены составляющие ее случайные величины.

Поэтому в ситуациях, когда исход событий зависит от множества факторов, ни один из которых не имеет достаточного перевеса над другими, разумно предположить, что этот исход имеет нормальное распределение.

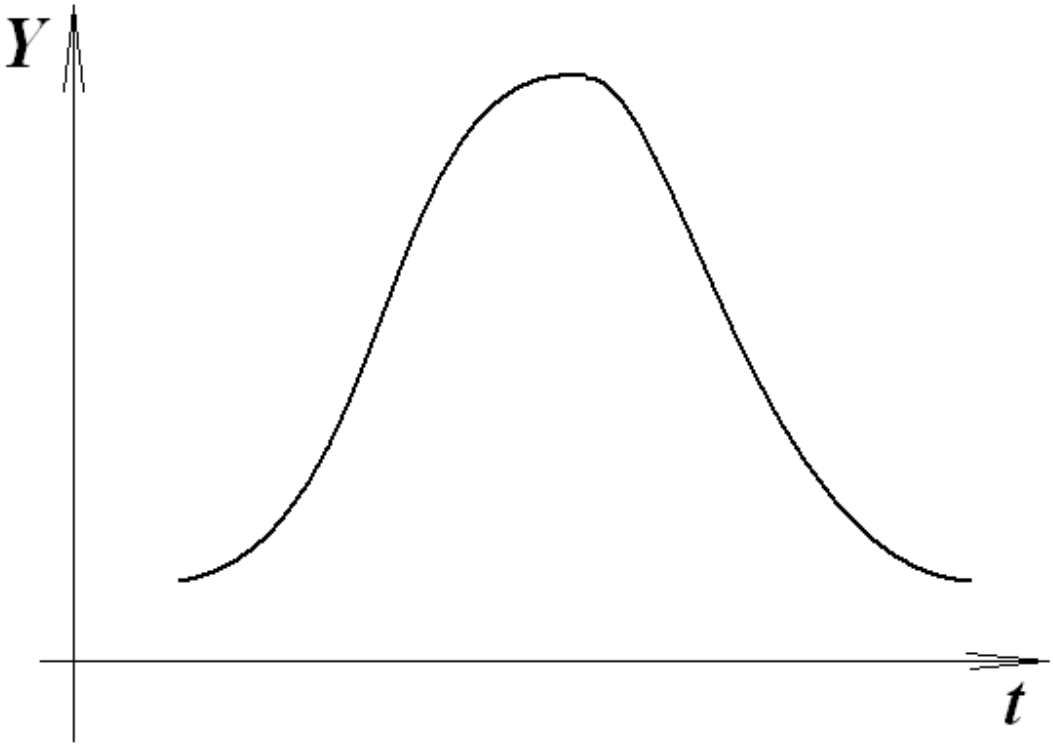

Рис. 2.3. Кривая Гаусса

Во-вторых, результат целенаправленного действия нормально распределен. Например, вы неподвижно укрепили винтовку и стреляете по неподвижной цели. В итоге выстрелы распределятся вокруг некого центра, причем вероятность отклонения от этого центра обратно пропорциональна логарифму величины этого отклонения. Это касается любого целенаправленного действия, как в технике, так и в экономике, и в любой другой сфере.

Результат целенаправленного действия со стабильной помехой имеет логарифмически-нормальное распределение. Например, в случае стрельбы из неподвижного оружия по неподвижной цели это может быть влияние ветра, при условии, что он не слишком часто меняет направление и силу.

Во многих случаях при моделировании циклических, колебательных процессов вначале ищется тренд, «очищенный» от наблюдаемых колебаний. Такой подход требует предварительной обработки наблюдаемого временного ряда, причем разные методы этой обработки приводят, как и следовало ожидать, к разным результатам. В итоге получается тренд, относительно которого сразу возникают вопросы о его соответствии реально протекающим процессам.

Поэтому в некоторых случаях при моделировании колебательных процессов проще искать аппроксимационный тренд в виде некой монотонной функции, уже промодулированной гармоническими колебаниями [15]. Таким образом возникают линейно-гармонические, показательно-гармонические, логисто-гармонические и прочие монотонно-гармонические тренды.

При этом для правильного выбора тренда имеют значение не только характер роста и скорость роста соответствующей объясняемой переменной, но и характер самих гармонических колебаний. Например, функция

$$f(x) = 1{,}5x + 2\sin x$$

имеет бесконечно много экстремумов и точек перегиба, а функция

$$g(x) = 1{,}5x + \sin x,$$

растущая тоже линейно и ровно с такой же скоростью, вовсе не имеет экстремумов и имеет бесконечно много точек перегиба. Правильный выбор коэффициентов, соответствующий реальным наблюдениям, возможен при условии не только адекватности и значимости модели в целом, но также значимости *всех* входящих в итоговое уравнение коэффициентов регрессии.

2.2. Линеаризация регрессионных моделей

Линеаризация большинства количественных моделей (регрессионных в том числе) чаще всего основана на том, что любая гладкая функция спрямляема в малой окрестности каждой внутренней точки своей области определения. Поэтому есть основания думать, что при «очень малых» изменениях рассматриваемых параметров многие зависимости можно считать линейными.

Разумеется, это не дает оснований распространять линейные зависимости на «глобальные» промежутки. Чем больше расширяется интервал, на котором проводится наблюдение (чем менее он похож на «малую окрестность»), тем хуже объясняющая способность соответствующей линейной модели, т.е. тем меньше ее коэффициент детерминации.

В некоторых случаях линеаризация моделей бывает необходима исследователям для того, чтобы они сами оказались в состоянии решить стоящую перед ними задачу. Хотя, справедливости ради, скажем, что такие случаи сейчас все более редки: современная наука, в том числе и экономическая, научилась обращаться с весьма нелинейными зависимостями и изобрела адекватные методы их анализа и оценки.

Любая факторная регрессионная модель может быть линеаризована, если применить предельный анализ, т.е. от зависимости между накапливаемыми величинами перейти к исследованию зависимости между их приращениями. В частности, можно не заботиться о виде производственной функции, если рассматривать ее в приращениях: в таком виде любая модель становится линейной, и причина этого факта заключается в инвариантности формы первого дифференциала [14, 16].

Пусть функция $Y = f(x_1, \ldots, x_n)$ зависит от n не зависящих друг от друга переменных. В таком случае полный дифференциал этой функции представляет собой линейную комбинацию *приращений* переменных (факторов), от которых она зависит:

$$dY = \frac{\partial f}{\partial x_1} \cdot dx_1 + \ldots + \frac{\partial f}{\partial x_n} \cdot dx_n. \qquad (2.1)$$

Принимая теперь dY в качестве объясняемой величины, а $dx_1, \ldots, dx_n$ — в качестве объясняющих переменных, получаем стандартную логику линейной факторной модели, в которой, имея динамические ряды переменных $dY, dx_1, \ldots, dx_n$, при помощи регрессионных методов можно определить веса $\frac{\partial f}{\partial x_i}$, $i = 1, \ldots, n$, характеризующие различную степень зависимости объясняемой (результирующей) функции от каждой из объясняющих переменных. Если соответствующий вес при i-й объясняющей переменной достаточно велик по модулю, можно считать, что результирующая величина Y сильно зависит от данной переменной x_i, если мал — то слабо зависит.

Проведенное рассуждение показывает общую логику факторных моделей и позволяет объяснить, почему именно *линейные* факторные модели столь любимы и столь широко распространены.

Для того, чтобы описанная линейная модель реально работала, необходимо соблюдение двух условий.

1. Нужно убедиться в том, что функция Y не зависит от других переменных, помимо x_1, …, x_n. При этом нужно понимать, что любое факторное уравнение такого рода есть результат абстрагирования, отвлечения от действия каких-то факторов, так что почти наверняка существуют еще какие-то влияющие на результат переменные, не вошедшие в модель. Совокупное влияние этих неучтенных факторов аккумулируется в случайной компоненте, и в этом заключается одна из причин того, почему имеет смысл заниматься исследованием так называемых остатков. На сегодняшний день в рамках эконометрического анализа разработаны весьма тонкие инструменты, позволяющие оценить поведение случайной компоненты и на основании проведенного анализа утверждать наличие или отсутствие закономерности в поведении этой компоненты.

2. Нужно гарантировать, что эти n переменных действительно не зависят друг от друга. При этом линейная независимость проверяется отсутствием мультиколлинеарности всей совокупности регрессоров. Взаимной зависимости факторов можно избежать, применяя так называемый метод главных компонент, когда вместо исходных признаков используются взаимно ортогональные латентные факторы. Если же вошедшие в модель переменные оказались взаимно зависимыми, то полный дифференциал функции Y будет иметь существенно более сложный вид, отличный от вида (2.1), поскольку производные x_i по x_j не будут равняться нулю.

Современная эконометрика формально справляется с решением обеих этих проблем. Коэффициент детерминации рассматриваемой модели показывает, на сколько процентов динамика объясняющих переменных в совокупности позволяет объяснить изменение результирующей функции. При помощи коэффициентов парной линейной корреляции между динамическими рядами переменных dx_i устанавливается линейная независимость этих переменных друг от друга.

Заметим, что представления о независимости объясняющих переменных, основанные на линейной корреляции их динамических рядов, весьма поверхностны: низкие коэффициенты линейной корреляции не могут служить надежными гарантами независимости переменных; они лишь позволяют утверждать, что связь между ними (если она существует) непохожа на линейную зависимость (для исследования нелинейных зависимостей используют корреляционное отношение).

В качестве примера рассмотрим фазовую плоскость (a, b), на которой крестиками нанесены одновременно принимаемые значения этих двух гипотетических переменных по результатам наблюдений (рис. 2.4). Коэффициент линейной корреляции между a и b, разумеется, будет весьма невысок; однако едва ли найдется статистик, который стал бы утверждать, что эти параметры независимы.

Даже знак коэффициента корреляции в данном примере будет определяться случайными обстоятельствами: если наблюдаемые значения пар (a, b) случайным образом группируются преимущественно в зонах 1 и 3 на рис. 2.5, статистика будет утверждать, что корреляция между ними положительна, если в зонах 2 и 4 — то отрицательна. Между тем, этот факт ничего не говорит о реальном характере взаимной зависимости переменных a и b.

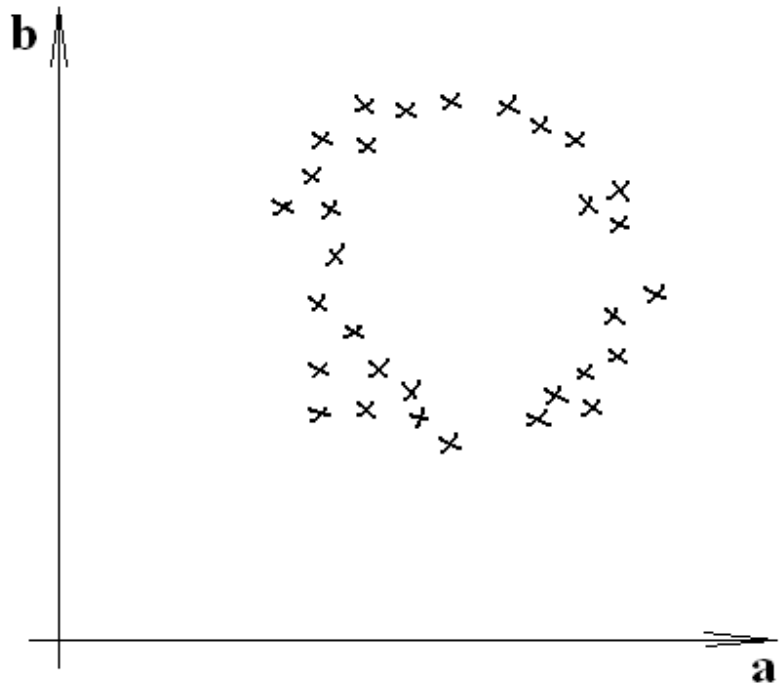

Рис. 2.4. Гипотетические данные наблюдений: значения пар (*a*, *b*).

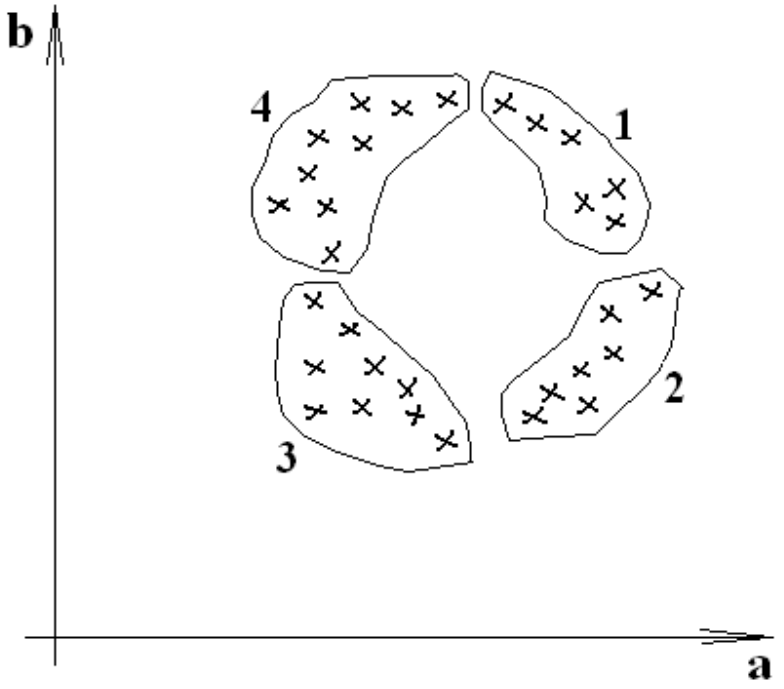

Рис. 2.5. Кластеризация значений пар (*a*, *b*) из рисунка 2.4.

Приведенные соображения позволяют утверждать, что линейные факторные модели имеют весьма ограниченную пригодность. Они действительно полезны (и в ряде случаев незаменимы) при анализе локальных связей и зависимостей. Но в глобальном измерении линейных процессов не бывает. Рано или поздно наступает насыщение, возникают пределы развития, приближение к которым дает замедляющийся, нелинейный эффект. В глобальном масштабе все процессы в природе и в обществе нелинейны, поэтому если вы вдруг

обнаружили линейную зависимость – ищите, чего вы не поняли в этом процессе.

2.3. Дефлирование. Номинальные и реальные величины

При расчете ВВП и других показателей бывает необходимо проводить межвременные сопоставления, и для этого следует выражать соответствующие величины в так называемых сопоставимых ценах, т.е. приведенных к единой системе расчетов, характеризующих неизменную покупательную способность денежной единицы.

При построении эконометрических моделей все величины типа запасов дефлировать обязательно.

Это связано с тем, что между параметрами, измеренными одинаково меняющимся масштабом цен, возникает так называемая корреляция по масштабу. Иначе говоря, недефлированные величины кажутся взаимно связанными не потому, что их динамика на самом деле как-то связана, а потому, что их номинальные значения связывает масштаб цен — линейка, с помощью которой они измерены.

Пример. Возьмем первые шесть членов натурального ряда и разбросаем их в произвольном порядке, например, так: 4 6 3 1 5 2. А теперь еще раз: 2 5 1 6 3 4. Предположим, что таковы динамические ряды погодовых значений двух макроэкономических параметров, измеренных за шестилетний период.

Какова парная линейная корреляция между этими двумя рядами? Можете проверить, она равна минус 0.2. Т.е. расчет показал, что связи между этими рядами нет никакой (либо, во всяком случае, эта связь, если она существует, непохожа на линейную).

А теперь предположим, что в макросистеме имеет место инфляция, и цены растут каждый год в 10 раз. Соответственно, динамические ряды рассматриваемых величин, выражаемых в текущих ценах, теперь выглядят так:

Величина 1	4	60	300	1000	50000	200000
Величина 2	2	50	100	6000	30000	400000

Парная линейная корреляция между этими рядами составляет 98,4%. Это и есть корреляция по масштабу, и она, как видите, является ложной.

Таким образом, эконометрическая модель параметров, выраженных в номинальных (текущих) ценах, и модель тех же параметров, выраженных в сопоставимых (неизменных) ценах, — это две разные модели. Это, вообще говоря, не значит, что модели в текущих ценах в принципе строить нельзя, но для решения большинства задач макроэкономического анализа и прогнозирования необходимо «очищать» временные ряды от влияния, связанного с изменением покупательной способности денежной единицы.

Индекс, характеризующий рост общего уровня цен в текущем периоде по сравнению с базовым, называется *дефлятором ВВП*. Дефлятор ВВП является характеристикой не только уровня цен текущего периода, но и базового, с которым производится сопоставление.

Номинальный ВВП представляет собой совокупный объем созданных в обществе за определенный период благ, выраженный в текущих ценах этого периода:

$$Y_{nom}(t) = \sum_i P_i(t) Q_i(t),$$

где $Q_i(t)$ — текущий объем созданного в текущем периоде i-го блага, $P_i(t)$ — текущая цена i-го блага.

Реальный ВВП текущего периода по отношению к базовому представляет собой номинальный ВВП текущего периода, дефлированный (т.е. приведенный) к ценам базового периода:

$$Y_{re}(t,0) = \frac{Y_{nom}(t)}{I_D(t,0)}.$$

В этом смысле величина реального ВВП характеризует не только объем ВВП текущего периода, но и общий уровень цен базового периода, с которым производится сопоставление. При этом дефлятор ВВП $I_D(t,\ 0)$, приводящий цены текущего периода к базовому, может быть рассчитан несколькими разными способами.

В некоторых случаях удобно (хотя и не всегда правильно) считать, что реальный ВВП представляет собой совокупный объем созданных в обществе за определенный период благ, выраженный в ценах базового периода, с которым производится сопоставление:

$$Y_{re}(t,0) = \sum_i P_i(0)Q_i(t),$$

где $P_i(0)$ — цена i-го блага в базовом периоде.

При таком подходе (который заметно упрощает действительное положение вещей) отношение номинального ВВП к реальному считают дефлятором ВВП, который тем самым рассчитывается как индекс Пааше:

$$I_P = \frac{\sum_i P_i(t)Q_i(t)}{\sum_i P_i(0)Q_i(t)}. \qquad (2.2)$$

Каждый из фигурирующих в данной формуле параметров заслуживает подробного обсуждения (выходящего за рамки предмета данной работы), поскольку методика их расчета вынуждена так или иначе решать непростые проблемы, связанные с их идентификацией [11, 12].

Цены экономических благ $P_i(t)$ и $P_i(0)$ *изменяются* в течение текущего и базового периодов соответственно. Экономический смысл дефлирования предполагает, что в формуле (2.2) участвуют средневзвешенные цены за соответствующий период. Однако для удобства расчетов в практических целях используются текущие цены, сложившиеся на конец соответствующего периода. Например, ежеквартальный расчет дефлятора ВВП в нашей стране учитывает текущие цены на конец квартала.

При этом, перемножив четыре квартальных значения дефлятора ВВП, нельзя получить значение годового дефлятора. Его рассчитывают отдельно исходя из структуры цен декабря текущего года по отношению к структуре цен декабря предыдущего года. Однако необходимо иметь в виду, что в декабре каждого года в России (и ряде других стран) наблюдается резкий рост объемов инвестиций, обусловленный институциональными механизмами распределения бюджетных остатков в осенние месяцы. Это обстоятельство вносит заметные искажения в структуру декабрьских цен по сравнению со среднегодовым уровнем.

Еще одна важная проблема заключается в том, в какой степени дефлятор ВВП, рассчитываемый по формуле (2.2), отражает динамику общего уровня цен в макроэкономической системе. Ведь производители, создающие ВВП в текущем периоде, потребляют ресурсы, созданные в предшествующие периоды, и для расчета динамики общего уровня цен не всегда имеет значение, какой объем этих ресурсов будет воссоздан вновь в течение текущего периода.

В случае, когда бóльшая часть потребляемых в текущем периоде ресурсов была создана в течение базового периода, с которым проводится сопоставление, более адекватным показателем роста общего уровня цен в текущем периоде по сравнению с базовым является ценовой индекс Ласпейреса:

$$I_L = \frac{\sum_i P_i(t)Q_i(0)}{\sum_i P_i(0)Q_i(0)}, \qquad (2.3)$$

где $Q_i(0)$ — объем i-го блага, созданный в базовом периоде.

Формула Ласпейреса (2.3) показывает, во сколько раз изменились бы расходы потребителей в текущем периоде по сравнению с базовым, если бы при изменении цен уровень потребления остался прежним. В отличие от нее формула Пааше (2.2) показывает, во сколько раз фактические расходы потребителей превосходят сумму, которую пришлось бы заплатить за этот же объем потребленного товара при ценах базового периода.

В «медленной» макроэкономической системе с «тяжелой» отраслевой структурой, где средневзвешенный срок оборота капитала составляет более года, наиболее адекватным показателем роста общего уровня цен за год является индекс Ласпейреса, поскольку большую часть ресурсов, потребленных в текущем году, составляют продукты труда предшествующих временных периодов. В «быстрой» экономике с преобладанием финансово-торгового капитала (например, Сингапур или Гонконг) наиболее адекватным показателем годового роста общего уровня цен является индекс Пааше.

С 1993 года Система национальных счетов, применяемая комитетами и комиссиями ООН, рассчитывает дефлятор ВВП при помощи так называемого индекса Фишера, равного среднему геометрическому индексов Пааше и Ласпейреса:

$$I_F = \sqrt{I_P \cdot I_L},$$

где I_P и I_L определяются формулами (2.2) и (2.3) соответственно. Это позволяет в известной степени компенсировать несообразность, связанную с выбором базы для исчисления роста общего уровня цен.

В зависимости от целей исследования и экономических реальностей исследуемой макросистемы можно применять различные способы расчета дефлятора ВВП I_D. При этом коэффициент *реального роста* текущего ВВП по сравнению с базовым периодом определяется как отношение номинальных ВВП текущего и базового периодов, деленное на дефлятор ВВП:

$$\frac{Y_{nom}(t)}{Y_{nom}(0)} : I_D(t,0) = \frac{\sum_i P_i(t)Q_i(t)}{\sum_i P_i(0)Q_i(0)} : I_D(t,0).$$

В качестве примера приведем динамику ВВП Украины за 1990-2009 годы (Таблица 2.1).

В данной таблице значения номинального (т.е. рассчитанного в текущих ценах) ВВП и значения дефлятора ВВП взяты из официальных источников страновой статистики – Национального банка Украины [28] и Государственного комитета статистики Украины [29]. При этом значения дефлятора выражены не в процентах, а в долях от единицы, так, чтобы ими было удобно пользоваться для целей дефлирования. Например, значение дефлятора ВВП за 2002-й год по отношению к 2001-му составляет $I_D(2002, 2001) = 1.051$, а не 105.1, как указано в источниках.

Дефлирование проводится методом так называемых цепных индексов. Например, реальный ВВП 2002-го года в ценах 2001-го равен:

Y_{re} (2002, 2001) = Y_{nom} (2002) : I_D (2002, 2001) = 225.810 : 1.051 = 214.853 млрд.грн.

Реальный ВВП 2003-го года в ценах 2001-го равен:

Y_{re} (2003, 2001) = Y_{nom} (2003) : I_D (2003, 2002) : I_D (2002, 2001) = 264.165 : 1.080 : 1.051 = 232.728 млрд.грн., и т.д.

Обратный ход (приведение номинальных величин к ценам не предшествующих, а последующих лет) делается почти так же, только мы не делим на дефлятор текущего (приводимого) года, а умножаем на дефлятор следующего. Например, реальный ВВП 2000-го года в ценах 2001-го равен:

Y_{re} (2000, 2001) = Y_{nom} (2000) * I_D (2001, 2000) = 170.070 * 1.099 = 186.907 млрд.грн.

Реальный ВВП 1999-го года в ценах 2001-го равен:

Y_{re} (1999, 2001) = Y_{nom} (1999) * I_D (2000, 1999) * I_D (2001, 2000) = 130.442 * 1.231 * 1.099 = 176.471 млрд.грн., и т.д.

Таблица 2.1

Динамика ВВП Украины за 1990-2009 гг.

Год	Номинальный ВВП в текущих ценах, млрд.грн.[1]	Дефлятор ВВП	Реальный ВВП в ценах 2001 года, млрд.грн.	Приращение реального ВВП относительно предыдущего года в ценах 2001 года, млрд.грн.
1990	0.002		339.555	
1991	0.003	1.962	309.860	-29.695
1992	0.050	18.660	279.518	-30.342
1993	1.483	34.354	239.700	-39.818
1994	12.038	10.535	184.720	-54.980
1995	54.516	5.155	162.282	-22.438
1996	81.519	1.662	146.006	-16.276
1997	93.365	1.181	141.594	-4.412
1998	102.593	1.121	176.686	35.092
1999	130.442	1.273	176.471	-0.215
2000	170.070	1.231	186.907	10.436
2001	204.190	1.099	204.190	17.283
2002	225.810	1.051	214.853	10.663
2003	264.165	1.080	232.728	17.876
2004	344.822	1.154	263.247	30.518
2005	441.452	1.245	270.696	7.449
2006	544.153	1.148	290.655	19.959
2007	720.731	1.227	313.751	23.096
2008	948.056	1.286	320.926	7.175
2009	914.720	1.137	272.332	-48.594
2010	1094.607	1.150	283.381	11.049

Таким образом, пересчитывая значения ВВП Украины в цены 2001-го года, заполняем соответствующий (предпоследний) столбец Таблицы 2.1.

Лишь после приведения всего динамического ряда к сопоставимым ценам мы вправе адекватно рассчитывать некоторые величины, касающиеся динамики данного показателя, например, его погодовые приращения. Последний столбец Таблицы 2.1 составляют погодовые приращения ВВП, выраженные в неизменных ценах 2001-го года. Это не что иное,

[1] Объем ВВП за 1990-1995 годы рассчитывался по курсу 1 грн.:10000 крб.

как первые разности: погодовое приращение ВВП, например, за 2004-й год равно разности значений ВВП за 2004-й и за 2003-й годы, выраженных в сопоставимых ценах.

$$\Delta Y\ (2004) = Y\ (2004) - Y\ (2003) = 263.247 - 232.728 = 30.518 \text{ млрд.грн.}$$

Аналогичным образом рассчитываются годовые приращения ВВП за все годы, с 1991-го по 2009-й:

$$\Delta Y_{re}\ (n, 2001) = Y_{re}\ (n, 2001) - Y_{re}\ (n-1, 2001).$$

Дефлирование величин типа потока (например, ставки процента) представляет не только рассчетную, но и теоретическую трудность. Например, номинальная и реальная ставка процента различаются тем, что реальная ставка процента рассчитывается как «очищенная» от инфляционных процессов.

В качестве примера приведем следующую задачу.

Банком был выдан кредит на сумму 200 тыс. рублей на один год. Сумма, подлежащая возврату, в реальном выражении должна составить 210 тыс. рублей. Темп инфляции в стране равен 12%. Определить, какова номинальная ставка процента по кредиту.

В данном примере реальная ставка процента по кредиту равна

$$R_{re} = \frac{210 - 200}{200} = 0.05 \text{, или, что то же самое, 5\%.}$$

Номинальная ставка вычисляется с учетом инфляции:

$$1 + R_{nom} = (1 + R_{re}) * I_D \qquad (2.4)$$

Дефлятор ВВП, как следует из условий задачи, равен $I_D = 1{,}12$, поэтому $1 + R_{nom} = 1.5 * 1.12 = 1.176$. Следовательно, номинальная ставка процента по кредиту в данном примере составляет 17.6%.

Некоторые источники советуют для определения номинальной ставки процента *складывать* реальную ставку с темпом инфляции. В приведенном примере, воспользовавшись этой рекомендацией, мы получили бы величину номинальной процентной ставки, равную 5% + 12% = 17%, что не вполне верно отражает истинный ход событий. Причина этого факта заключается в том, что 5% и 12% - это проценты, посчитанные от разных величин, и складывать их между собою, вообще говоря, нельзя. Напомним, что процент – это не единица измерения, а сотая доля величины.

В действительности «аддитивный» алгоритм представляет собой не что иное, как *линеаризацию* формулы (2.4). В самом деле,

$$(1 + \alpha)(1 + \beta) = 1 + \alpha + \beta + \alpha\beta,$$

и в случае, когда α и β достаточно малы, их произведением можно пренебречь, считая, что $(1 + \alpha)(1 + \beta) \approx 1 + \alpha + \beta$.

Аналогичная проблема возникает и в случае, когда номинальная ставка процента не покрывает темпов инфляции.

Пусть, например, номинальная ставка процента составляет 8%, а темп инфляции – 12%. В этом случае «аддитивным» методом находим, что реальная ставка процента равна 8% – 12% = –4%, т.е. подразумевается, что дающий в долг под 8% номинальных теряет по 4% суммы кредита в год, что, разумеется, неверно, поскольку часть из этих «теряемых» четырех процентов отданной в долг суммы также съедается инфляцией.

Применение формулы (2.4) дает следующий результат:

$$1 + R_{re} = \frac{1 + R_{nom}}{I_D} = \frac{1.08}{1.12} = 0.9643,$$

откуда получаем, что $R_{re} = 0.9643 - 1 = -0.0357$, или минус 3.57%. В данном случае это и есть правильный результат.

2.4. Эконометрическое прогнозирование: когда «ломается» тренд

Представьте себе, что вы читаете книжку, в которой написано, например, что-нибудь вроде «Арагорн, сын Алаторна». Каково же будет ваше удивление, когда несколькими строчками ниже вы читаете, что внука Алаторна зовут, например, Василий Иваныч. Согласитесь, это трудно себе представить. А какова вероятность того, что правнука Алаторна будут звать Василий Иваныч? А пра-пра-пра-правнука?

На самом деле в приведенном гипотетическом примере заключена глубокая жизненная правда. Все методы прогнозирования так или иначе (явно или неявно) исходят из того, что существует некий дискурс, некое поле (смысловое, речевое, событийное и т.д.), и в рамках этого поля разворачиваются события, развитие которых подлежит прогнозированию. Существенное различие между методами проявляется в том, когда (при каких обстоятельствах) наступает черед выходить за пределы очерченного дискурса.

Наиболее простые методы вовсе не предусматривают такой возможности. Они связаны лишь с экстраполяцией в будущее так называемых существующих тенденций (соотношений, зависимостей), и их авторы не подозревают о том, что эти тенденции изменяются с каждым годом, с каждым днем, или просто не желают этого видеть. Прогнозы такого рода мы читаем всякий раз, когда нам сообщают, что при неизменных тенденциях через какое-либо «круглое» количество лет (20, 50 или 100) произойдут ужасные, непоправимые вещи или, напротив, наступит безоблачный рай на земле. Некоторая ирония судьбы заключается в том, что экстраполяция уже сложившихся тенденций идеально подходит для обоснования как райской утопии, так и триллера, нарисованного очередным «специалистом» в области прогнозирования, в том числе экономического.

Однако степень доверия к прогнозам такого рода невысока. В самом деле, призадумайтесь: мы с вами жили на этой земле месяц тому назад. Мы были живы также год тому назад, пять лет назад, десять лет назад. Продолжая этот тренд в будущее, получаем вечную жизнь, с чем вас и поздравляем.

На самом деле, для того, чтобы построить долгосрочный прогноз, недостаточно выписать *очень* длинный ряд статистических данных, характеризующих поведение прогнозируемой величины. Напротив, если для понимания динамики какого-либо параметра первостепенное значение имеют, скажем, среднесрочные промышленные циклы, — чаще всего это означает, что его значения наилучшим образом прогнозируются на основе данных предшествующего промышленного цикла. Привлечение динамического ряда большей глубины для целей прогнозирования в таких случаях способно лишь ухудшить качество прогноза [5, 10].

Для того, чтобы построить долгосрочный прогноз, необходимо найти факторы долгосрочного характера, определяющие поведение прогнозируемой величины. Как говорил Жванецкий, радиации никто у нас в стране не боится: считается, что умереть от нее мы просто не успеем. Так же и для любой объясняемой величины: нужно выделить факторы, действие которых *по своей природе* носит долгосрочный характер, и на основе их динамики строить долгосрочный прогноз величины, поведение которой нас интересует [22].

Любые количественные методы прогнозирования основаны на том, что траектории динамических систем в некотором роде последовательны. Притом, что количественно прогнозируемые параметры представляют собой случайные величины, их будущие значения в каком-то смысле вытекают из предшествующей динамики [21]. Однако современные методы интеллектуального анализа данных позволяют в определенной мере избегать этой зависимости от предшествующих траекторий в тех случаях, когда к сохранению этой траектории нет большого доверия. Например, для этих целей подходит интервальный прогноз. В случае неустойчивых тенденций развития обычно используются адаптивные методы прогнозирования, позволяющие гибко реагировать на текущие изменения.

Естественно, что ценность методов прогнозирования определяется именно тем, каким образом они позволяют отслеживать «поворотные» точки, в которых ломается тренд. Иными словами, метод прогнозирования должен не просто показать картину будущего, исходя из неких сложившихся соотношений в рамках очерченного дискурса, но и объяснить, какие события способны привести к выходу за пределы этого дискурса, могут изменить соотношения, значимые для прогнозирования грядущих траекторий.

В решении этой задачи может оказаться весьма полезным аналитический аппарат теории катастроф, позволяющий на основе анализа временных рядов определенных параметров спрогнозировать момент наступления коллапса в динамической системе, например, на соответствующем локальном рынке. Развитие сложных динамических систем характеризуется наличием неоднородностей различного типа и периодическим наступлением катастрофических состояний, приводящих к качественным изменениям в этих системах. При этом динамика сложных систем различной природы описывается сходными количественными закономерностями, на основе которых могут быть сделаны прогнозы возникновения катастроф.

Методы теории катастроф основаны на том, что поведение динамических систем вблизи точки катастрофы отличается от «регулярного», стандартного изменения их значимых динамических параметров. Один из важных эвристических принципов заключается в том, что в любой сложной динамической системе время течет нелинейно, оно способно ускоряться и замедляться. Накануне момента катастрофы оно экспоненциально ускоряется, так что изменения в системе происходят пропорционально не времени, а логарифму времени [27]. Для большинства экономических систем, которые характеризуются циклической динамикой, это означает, что гармонические колебания накануне катастрофы накладываются не на линейный, а на логарифмический тренд с вертикальной асимптотой, который должен обрываться в момент катастрофы.

Данная идея позволила швейцарскому геофизику Дидье Сорнету предложить метод прогнозирования, основанный на применении аналитических уравнений, обладающих указанными выше свойствами (для краткости назовем его *DS-методом* в честь его первооткрывателя). Последующий статистический анализ, проведенный последователями Дидье Сорнета, показывает [2, 26], что поведение значимых параметров состояния многих сложных динамических систем накануне катастрофы выражается уравнением

$$I(t) = A + B(t_C - t)^{\alpha}\left[1 + C\cos(\omega \ln(t_C - t) - \varphi)\right], \tag{2.5}$$

где t — текущее время, t_c — время наступления катастрофы. Применение уравнения (2.5) к задачам экономического прогнозирования на основе регрессионной оценки входящих в него параметров часто дает адекватные, осмысленные результаты.

В [6, 7] были предложены методы идентификации функции I(t) и приведены дифференциальные уравнения, решением которых является функция указанного вида.
Обозначив $\ln(t_c - t) = p(t)$, перепишем (2.5) в виде

$$I(p(t)) = k_1 + k_2 e^{\alpha p(t)} + k_3 e^{\alpha p(t)} \cos(\omega p(t) - \varphi). \tag{2.6}$$

Зависимость функции I от введенного параметра p (от «логарифмически замедляющегося» времени), характеризуемая функцией (2.6), достаточно прозрачна. Эту зависимость выражает

<u>Утверждение 2.1</u>. Решением дифференциального уравнения

$$\frac{d^2 I}{dp^2} - 2\alpha \frac{dI}{dp} + \left(\alpha^2 + \omega^2\right) I = re^{\alpha p} + s, \tag{2.7}$$

где $\alpha > 0$, ω, r, s — вещественные константы, выступает функция вида (2.6), в которой

$$k_1 = \frac{s}{\alpha^2 + \omega^2}, \quad k_2 = \frac{r}{\omega^2},$$

k_3 и φ — произвольные постоянные интегрирования.

Можно также искать функцию I(t) в качестве решения дифференциального уравнения вида

$$(t_C - t)^2 \frac{d^2 I}{dt^2} + b(t_C - t)\frac{dI}{dt} + cI = f. \qquad (2.8)$$

Вообще говоря, параметры b, c и внешняя сила f в уравнении (2.8) являются функциями от t. Однако значительный интерес представляют случаи, когда коэффициенты b и c суть постоянные или слабопеременные величины.

Утверждение 2.2. Функция I(t) вида (2.6) удовлетворяет уравнению (2.8) при $b = 2\alpha - 1$, $c = \alpha^2 + \omega^2$, $f(t) = k_1 + k_2\omega^2(t_c - t)^\alpha$.

При исследовании данного уравнения интересен также случай, когда переменному трению противостоит периодическая внешняя сила, в особенности в ситуациях, когда частота действия этой силы в некотором смысле близка к частоте ω собственных колебаний системы. Уравнение (2.8) представляет собой уравнение Эйлера, и если его правая часть является квазиполиномом в комплексной области, то его решение тоже представляет собой квазиполином [4, с. 112].

Варьируя правую часть уравнения (2.8), можно получать принципиально различные модели поведения сложных динамических систем, имеющие определенный физический, технический или экономический смысл, в зависимости от природы рассматриваемой системы.

На основе приведенных эвристических соображений были проведены расчеты по аппроксимации динамики различных локальных рынков как реального, так и финансового сектора [17, 20]. В качестве примера приведем аппроксимацию данных котировок индексов Standard&Poor's, NASDAQ и ММВБ за период с марта 2009 г. по первую декаду августа 2009 г. По индексу Standard&Poor's уравнение аппроксимационного тренда выглядит так:

$$I(x) := 1375 - 83 \cdot (181 - x)^{0.38} \cdot (1 + 0.09 \cdot \cos(7.2 \cdot \ln(181 - x))),$$

а результаты аппроксимации представлены на рис. 2.6, где время откладывается по оси абсцисс, значения индекса — по оси ординат, шарообразными точками обозначены фактически наблюдаемые значения индекса, а гладкой кривой представлен аппроксимационный тренд, обрывающийся в момент предполагаемой катастрофы.

Согласно проведенным расчетам, предполагаемое время катастрофы приходится на 10-20 октября 2009 года. Аналогичны результаты аппроксимации, полученные по данным индексов NASDAQ и ММВБ. Значения некоторых параметров найденных аппроксимационных трендов весьма близки, что указывает на некую согласованность колебаний основных индексов деловой активности. Реальный ход событий показал, что в двадцатых числах октября 2009 года основные биржевые индексы мира показали синхронный спад в 6-10% [30, 31].

Параметры тренда, полученные по данным Standard&Poor's, напоминают параметры аналогичного тренда, рассчитанного Дидье Сорнетом по данным индексов деловой активности за период, предшествовавший «черному понедельнику» 19 октября 1987 года. Напомним, что этот обвал 1987 года так и не получил убедительных причинно-следственных объяснений, а эксперты, пытавшиеся прокомментировать случившийся кризис, сильно разошлись во мнениях относительно вызвавших его причин. Это связано с тем, что трактовки ученых в основном исходили из методологии неоклассического синтеза, постулирующего равновесный характер состояний и процессов, протекающих в экономических системах.

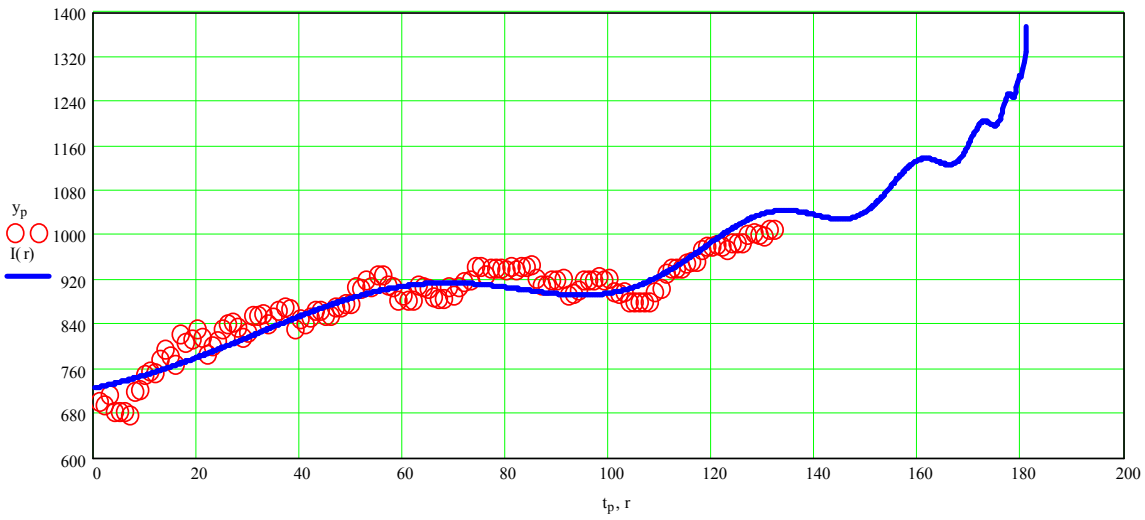

Рис. 2.6. Прогнозирование катастрофы на финансовом рынке по данным индекса Standard&Poor's

Согласно методологии теории катастроф, экономические системы, напротив, являются в принципе неравновесными, а протекающие в них процессы неустойчивы, так что небольшие изменения неких параметров, которые кажутся на первый взгляд не слишком значимыми, способны вызвать необратимые изменения, в результате которых система переходит в качественно новое состояние. Например, подавляющее большинство техногенных аварий и катастроф происходит не в результате действия каких-то неизвестных или неожиданно возникающих факторов, а вследствие протекания хорошо известных и ожидаемых процессов, которым не придают должного значения, считая их влияние слабым и безвредным, тогда как на самом деле их стабильное действие приводит к накоплению в функционирующей системе некомпенсируемых и необратимых изменений [8]. На этом, в частности, основано действие так называемого эффекта сверхмалых воздействий, заключающегося в том, что конечно малые возмущения, не превышающие порога чувствительности защитных реакций динамической системы, оказывают на нее разрушительное влияние, тогда как с возмущениями во много раз более интенсивными та же система успешно справляется.

Одна из важных проблем применения методов теории катастроф заключается в том, что грядущая катастрофа прогнозируется *только* на основе данных, показывающих предкатастрофическую динамику. Попытка увязать, например, обычные гармонические колебания некоторых параметров с прогнозом катастрофы не приносят хороших результатов.

Прогнозирование рисков на основе методов теории катастроф позволяет заблаговременно отыскать «узкие места» в развитии экономических систем и подготовиться к грядущим изменениям. Как говорил Козьма Прутков, смерть для того поставлена в конце жизни, чтобы удобнее к ней приготовиться. В частности, ожидаемые в дальнейшем потрясения на мировых финансовых рынках должны побудить правительства некоторых стран (включая Россию) своевременно провести необходимые преобразования институционального характера.

Финансовые системы России, Украины, Казахстана и ряда других стран пока еще нередко выступают проводником внешних шоков, они недостаточно устойчивы и не готовы

оказать сопротивление неблагоприятным изменениям конъюнктуры мировых рынков [18, 19]. По-видимому, институциональное разделение «коротких» и «длинных» рисков (как это сделано, например, в Китае) позволило бы банковскому сектору обрести некоторую способность амортизировать потрясения мировых финансовых рынков.

Литература к Главе 2

1. Алле М. Философия моей жизни [http://lib.ixbt.by/economics/ixbt_show_archives.php?subaction=showfull&id=1100489557&archive=1120044401&start_from=&ucat=1&].
2. Воробьев Ю.Л., Малинецкий Г.Г., Махутов Н.А. Управление рисками. Реальность и надежды //Международная конференция по проблемам управления (29 июня — 2 июля 1999 года): Сб. пленарных докладов. М., 1999. — С. 139-144.
3. Замков О.О. Эконометрические методы в макроэкономическом анализе: Курс лекций. М.: ГУ ВШЭ, 2001.
4. Лизоркин П.И. Курс дифференциальных и интегральных уравнений с дополнительными главами анализа. М.: Наука, 1981. — 384 с.
5. Нижегородцев Р.М., Абашкина Е.О. Динамика рынка труда в России и среднесрочное прогнозирование реального потребления методом локальных логистических трендов//Тенденции и перспективы социокультурной динамики: Материалы к Международному симпозиуму, посвященному 110-й годовщине со дня рождения П.А. Сорокина/Под ред. Ю.В.Яковца. М., 1999. — С. 241-250.
6. Нижегородцев Р.М. Анализ и прогнозирование катастроф в сложных динамических системах //Проблемы управления безопасностью сложных систем: Материалы VII международной конференции. М., 1999. — С. 18-20.
7. Нижегородцев Р.М. Нелинейные методы прогнозирования катастроф в сложных динамических системах//Теория активных систем: Труды международной научно-практической конференции/Общ. ред. В.Н.Бурков, Д.А.Новиков. Т. 1. М.: ИПУ РАН, 2003. — С. 118-120.
8. Нижегородцев Р.М. Логистическое моделирование экономической динамики. Ч. I // Проблемы управления. 2004. № 1. — С. 46-53.
9. Нижегородцев Р.М. Логистическое моделирование экономической динамики. Ч. II // Проблемы управления. 2004. № 2. — С. 52-58.
10. Нижегородцев Р.М., Грибова Е.Н. Сценарный подход в задачах экономического прогнозирования// Теоретические основы и модели долгосрочного макроэкономического прогнозирования/ Науч. ред. Ю.В.Яковец. М.: МФК, 2004. — С. 205-295.
11. Нижегородцев Р.М. Проблемы управления инфляцией: современные подходы// Проблемы управления. 2006. № 6. — С. 25-30.
12. Нижегородцев Р.М. Методические проблемы измерения темпов инфляции// Модернизация экономики Юга России и новые стратегии региональной экономической политики: Материалы III Всероссийской научной конференции («Домбайские чтения»). Ч. 2 / Под ред. Р.А. Канцерова, Ю.С.Колесникова. Черкесск: Карачаево-Черкесская государственная технологическая академия, 2007. — С. 72-81.
13. Нижегородцев Р.М. Рынок труда и проблема человеческого капитала: Теория и современная практика. Гомель: Центр исследования институтов рынка, 2007.

14. Нижегородцев Р.М. Проблема применимости линейных факторных моделей // Управление инновациями — 2007: Материалы международной научно-практической конференции/ Под ред. Р.М. Нижегородцева. М.: Доброе слово, ИПУ РАН, 2007. — С. 422-424.
15. Нижегородцев Р.М., Грибова Е.Н., Зенькова Л.П., Хатько А.Ю. Нелинейные методы прогнозирования экономической динамики региона: Монография. Харьков: ИД «Инжэк», 2008.
16. Нижегородцев Р.М., Архипова М.Ю. Факторы экономического роста российских регионов: регрессионно-кластерный анализ// Вестник Уральского государственного технического университета — УПИ. Серия Экономика и управление. 2009. № 3. — С. 94-110.
17. Нижегородцев Р.М. Новые аспекты мирового кризиса: катастрофы реальные и мнимые// Управленец. Екатеринбург, 2009. № 1-2 (август — сентябрь).
18. Нижегородцев Р.М. Мировой кризис и экономика России: уроки, механизмы, последствия// Стратегия обеспечения экономической безопасности России: Сборник материалов международной научно-практической конференции. Часть 1. Краснодар, 2009. — С. 10-23.
19. Нижегородцев Р.М. Экономическая динамика современной Республики Казахстан и задачи макроэкономической политики// Стратегическое планирование и развитие предприятий. Москва, 13-14 апреля 2010 г. Материалы Симпозиума: Секция 4. Стратегическое планирование мезоэкономических систем. М.: ЦЭМИ РАН, 2010. — С. 123-126.
20. Нижегородцев Р.М., Хакимов З.Р. Прогнозирование финансовых коллапсов и обвалов методами теории катастроф// VI Московская международная конференция по исследованию операций (ORM2010), Москва, 19-23 октября 2010 г.: Труды/ Отв. ред. П.С. Краснощеков, А.А.Васин. М.: МАКС Пресс, 2010. — С. 501-502.
21. Нижегородцев Р.М., Горидько Н.П., Хакимов З.Р. Принципы построения эконометрических моделей в макроэкономике// Вестник Южно-Российского государственного технического университета (Новочеркасского политехнического института). 2011. № 2. – С. 14-27.
22. Нижегородцев Р.М., Горидько Н.П. Принципы долгосрочного эконометрического прогнозирования траекторий экономической динамики // Математичні методи, моделі та інформаційні технології в економіці: Матеріали II міжнародної науково-методичної конференції. Чернівці: ДрукАрт, 2011. – С. 205-206.
23. Новиков Д.А. Закономерности итеративного научения. М.: ИПУ РАН, 1998.
24. Новиков Д.А. Стимулирование в организационных системах. М.: Синтег, 2003.
25. Степанов В.Г. Эконометрика: Учебный курс (учебно-методический комплекс). [http://www.e-college.ru/xbooks/xbook019/book/index/index.html?go=part-009*page.htm].
26. Управление риском: Риск, устойчивое развитие, синергетика/ Владимиров В.А., Воробьев Ю.Л., Малинецкий Г.Г. и др. М.: Наука, 2000.
27. Sornette D. Prediction: The Future of the USA Stock Market [http://www.safehaven.com/showarticle.cfm?id=1250].
28. Сведённые национальные счета [Электронный ресурс] / Государственный комитет статистики Украины. – Режим доступа:
29. http://www.ukrstat.gov.ua/operativ/operativ2005/vvp/znr/znr_u.htm

30. Реальный сектор [Электронный ресурс] / Национальный банк Украины – Режим доступа: http://bank.gov.ua/Statist/Macro/GDP_u.xls
31. http://news.yandex.ru/quotes/1013.html
32. http://news.yandex.ru/quotes/12.html

Глава 3
Трехфакторные модели экономического роста: расчёты для периода 1995-2009 гг.

Стабильный рост украинской экономики является предпосылкой благосостояния её населения, индикатором доверия к стране для инвесторов и международных финансовых организаций. Проблема определения движущих сил развития экономики неоднократно дискутировалась не только среди экономистов, но и в обществе в целом.

В ходе исследования экономики Украины за 1995-2009 гг. был построен ряд регрессионных факторных моделей на основе трехфакторных степенных и экспоненциальных функций типа Кобба – Дугласа для определения зависимости объёма ВВП от таких факторов как: 1) инвестиции в основной капитал, 2) заработная плата лиц, работающих по найму, 3) расходы на инновации, не включающие в себя расходов на научные исследования и объема отгруженной инновационной продукции. Использовался метод включения/исключения переменных с целью повышения адекватности моделей и обеспечения высокой степени значимости всех входящих в них регрессоров.

Вначале приводим динамические ряды переменных к сопоставимым ценам 2001 года (дефлированные данные представлены в таблице 3.1). Выбранный в качестве ценовой базы 2001 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.

Таблица 3.1

Динамика показателей макросистемы Украины за 1995-2009 гг. в ценах 2001 года

Год	ВВП (млрд.грн.)	Инвестиции в основной капитал (млрд.грн.)	Заработная плата лиц, работающих по найму (млрд.грн.)	Расходы на НИОКР и 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

3.1. Построение трёхфакторной функции Кобба – Дугласа по данным текущего периода

Определив коэффициенты корреляции между годовым объёмом ВВП (Y_n), инвестициями в основной капитал (K_n), заработной платой лиц, работающих по найму (L_n), и расходами на НИОКР и инновации (I_n), можем сделать вывод о тесной связи между ВВП и выделенными факторами роста (Таблица 3.2).

Таблица 3.2

Корреляционная таблица показателей макросистемы

	Yn	$K_{(n)}$	$L_{(n)}$	$I_{(n)}$
Yn	1			
$K_{(n)}$	0.927222277	1		
$L_{(n)}$	0.976640734	0.901312565	1	
$I_{(n)}$	0.87641759	0.952090807	0.846661273	1

С целью построения производственной функции для ВВП Украины прологарифмируем формулу (1.1) и, построив регрессионную модель, определим ее эконометрические характеристики, приведенные в таблице 3.3.

Таблица 3.3

Эконометрические характеристики модели (3.1) зависимости ВВП Украины от факторов в 1995-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.951433076
R-квадрат	0.905224898
Нормированный R-квадрат	0.879377143
Стандартная ошибка	0.07497319
Наблюдения	15

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.5905639	0.196854633	35.02141264	6.37125E-06
Остаток	11	0.061830772	0.005620979		
Итого	14	0.652394672			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	1.707813411	0.789626689	2.162811156	0.05344209
K_n	0.016158564	0.034886164	0.463179727	0.652264762
L_n	0.744586008	0.203215993	3.66401285	0.003728381
I_n	0.231422122	0.152696369	1.515570561	0.15782385

Приведенные эконометрические показатели относятся к модели в прологарифмированном виде. После потенцирования трёхфакторная производственная функция для ВВП Украины имеет вид:

$$Y_n=5.517*K_n^{-0.016}*L_n^{0.746}*I_n^{0.231} \quad (3.1)$$

Статистические характеристики функции, описанные в таблице 3.3, свидетельствуют об адекватности модели (R^2=0.905, F-критерий значимый), но высокое P-Значение для K_n и I_n указывает на низкую степень доверия к найденным коэффициентам регрессии. Последовательно исключая каждую из этих переменных, мы получили следующие модели:

- при исключении фактора K_n:

$$Y_n=5.073*L_n^{0.772}*I_n^{0.244}, \quad (3.2)$$

в этом случае модель является адекватной, поскольку R^2=0.903, F-критерий значимый, но снова высокое P-Значение для I_n указывает на низкую степень доверия к соответствующему коэффициенту регрессии (см. таблицу 3.4);

Таблица 3.4

Эконометрические характеристики модели (3.2) зависимости ВВП Украины от факторов L_n и I_n в 1995-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.950461192
R-квадрат	0.903376478
Нормированный R-квадрат	0.887272558
Стандартная ошибка	0.072477968
Наблюдения	15

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.589358001	0.294679	56.09668069	8,13762E-07
Остаток	12	0.063036671	0.005253056		
Итого	14	0.652394672			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	1.623935847	0.743001265	2.18564345	0.049391998
L_n	0.772554839	0.187579418	4.118548009	0.001424344
I_n	0.243551183	0.145427519	1.674725558	0.119829722

- при исключении фактора I_n:

$$Y_n=2.342*K_n^{0.025}*L_n^{0.975}, \quad (3.3)$$

модель адекватна (R^2=0.885, F-критерий значимый), но P-Значение для Y-пересечения и K_n характеризует низкую степень доверия к найденным коэффициентам регрессии (см. таблицу 3.5);

Таблица 3.5

Эконометрические характеристики модели (3.3) зависимости ВВП Украины от факторов K_n и L_n в 1995-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.940975307
R-квадрат	0.885434529
Нормированный R-квадрат	0.866340283
Стандартная ошибка	0.078920795
Наблюдения	15

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.577652769	0.288826384	46.37180042	2.26111E-06
Остаток	12	0.074741903	0.006228492		
Итого	14	0.652394672			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	0.851154808	0.58040831	1.466475916	0.168229311
K_n	0.025225871	0.036178999	0.697251762	0.498931501
L_n	0.974644604	0.142223212	6.852922188	1.76488E-05

- при исключении факторов K_n, I_n:

$$Y_n=1.904*L_n^{1.039}, \qquad (3.4)$$

в этой модели R^2=0.880, F-критерий значимый, но P-Значение для свободного члена равно 0.21, что предполагает исключение этого параметра (Таблица 3.6).

Таблица 3.6

Эконометрические характеристики модели (3.4) зависимости ВВП Украины от L_n в 1995-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.93850578
R-квадрат	0.880793099
Нормированный R-квадрат	0.871623338
Стандартная ошибка	0.077345353
Наблюдения	15

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	0.574624725	0.574624725	96.05408938	2.27144E-07
Остаток	13	0.077769947	0.005982304		
Итого	14	0.652394672			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	0.644025184	0.488670157	1.317913884	0.210284727
L_n	1.03902513	0.106015196	9.80071882	2.27144E-07

После исключения из модели (3.4) свободного члена мы получили зависимость:

$$Y_n=L_n^{1.179}, \qquad (3.5)$$

Адекватность и значимость данной модели подтверждаются ее эконометрическими характеристиками, представленными в таблице 3.7: R^2=0.865, F-критерий значимый и P-Значение для независимой переменной составляет $2.6*10^{-27}$.

Таблица 3.7

Эконометрические характеристики модели (3.5) зависимости ВВП Украины от L_n без свободного члена в 1995-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.929982
R-квадрат	0.864866
Нормированный R-квадрат	0.793438
Стандартная ошибка	0.079355
Наблюдения	15

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	0.564234	0.564234	89.601	3.39E-07
Остаток	14	0.088161	0.006297		
Итого	15	0.652395			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение				
L_n	1.178627	0.004445	265.153	2.6E-27

Именно модель (3.5) является адекватной и значимой по всем критериям. В этой модели, как видим, объём ВВП зависит лишь от объема примененного труда и не учитывает инвестиций в основной капитал, научно-исследовательские работы и инновации.

Из этой модели вытекают три важных вывода, касающихся современной экономики Украины. Во-первых, вариация годового объема ВВП Украины за 1995-2009 гг. на 86.5% объясняется динамикой уровня оплаты труда, причем в сочетании с этим фактором объем инвестиций в основной капитал и уровень затрат на научно-исследовательские работы и инновации оказываются незначимыми, не помогающими объяснению динамики годового ВВП. Столь высокая объясняющая способность модели (3.5) позволяет утверждать, что установленная связь между объемом ВВП и уровнем оплаты труда взаимна.

Во-вторых, экономика показала высокую степень адаптивности в период экономического кризиса, немедленно отвечая на спад физических объемов производства снижением объемов вовлекаемого в производство живого труда и его удешевлением (в сопоставимых ценах), которое, кстати, продолжается и по сей день.

В третьих, именно недооценка живого труда, его удешевление становятся основным препятствием на пути коренной модернизации украинской (так же, как и российской) экономики и обеспечения экономического подъема. Передовая техника, при ее дороговизне, не может конкурировать с дешевым низкоквалифицированным живым трудом, в результате чего при сохранении существующих тенденций любые планы технологического обновления производства будут провалены в силу их противоречия экономическим интересам частных агентов, призванных осуществлять технологические сдвиги в экономике.

3.2. Построение трёхфакторной функции Кобба – Дугласа с учётом временного лага

При дальнейшем исследовании оценим временной лаг, возникающий между вовлечением каждого из факторов в производство и отдачей от его использования. Для этого в таблице 3.8 рассчитаем годовые приращения каждого из показателей в сопоставимых ценах.

Таблица 3.8

Первые приращения показателей макросистемы Украины за 1995-2009 гг.

delta(YR-YR)	□Y	□K	□L	□I
1996–1995	-20.719	25.077	-12.242	-0.319
1997–1996	-5.616	-4.690	9.997	0.394
1998–1997	-3.564	0.098	-2.715	-0.374
1999–1998	-0.215	-0.293	-6.669	-0.069
2000–1999	10.436	2.223	0.804	0.146
2001–2000	17.283	6.604	7.389	0.184
2002–2001	10.663	2.801	11.673	0.052
2003–2002	17.876	9.567	9.534	0.211
2004–2003	30.518	12.862	12.555	0.766
2005–2004	7.449	-0.716	12.616	0.065
2006–2005	19.959	9.817	-5.355	-0.237
2007–2006	23.096	15.149	-6.021	1.433
2008–2007	7.175	-3.152	2.584	-0.663
2009–2008	-48.594	-33.713	-12.056	-1.693

Теперь построим таблицу коэффициентов линейной парной корреляции годовых приращений регрессоров с приращением объема ВВП (Таблица 3.9) и таблицу коэффициентов условной корреляции (Таблица 3.10), имея в виду, что отрицательного лага (роста на ожиданиях) быть не может, и лаг не может быть больше 5 лет (половина продолжительности промышленного цикла).

Исследуя временные лаги между приращениями объясняемой переменной Y и приращениями объясняющих ее динамику факторов, 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 локальный максимум в однолетнем периоде, а с приращением затрат на НИОКР и инновации – в трехлетнем периоде.

Таблица 3.9

Линейная парная корреляция с □Y

Лаги (лет)	□K	□L	□I
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 3.10

Условная корреляция с ΔY

Лаги (лет)	□K	□L	□I
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

Строго говоря, максимальная парная корреляция между приростом ВВП и приращением инвестиций в НИОКР и 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 на НИОКР, которые в краткосрочном периоде немедленной отдачи не приносят.

Прологарифмируем исходные динамические ряды и определим эконометрические характеристики трёхфакторной модели типа Кобба – Дугласа при условии двухлетнего лага для L, нулевого лага для факторов K и I (Таблица 3.11).

Таблица 3.11

Эконометрические характеристики модели (3.6) зависимости ВВП Украины от факторов с учётом двухлетнего временного лага для L_n с 1997 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.9959585
R-квадрат	0.9919333
Нормированный R-квадрат	0.9892444
Стандартная ошибка	0.0230711
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.5890689	0.196356306	368.89937	9.81E-10
Остаток	9	0.0047905	0.000532276		
Итого	12	0.5938594			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	2.7224367	0.2151236	12.65521949	4.89E-07
K_n	0.4925628	0.0410356	12.0033015	7.682E-07
L_{n-2}	0.2401721	0.0610818	3.931976925	0.0034477
I_n	-0.199827	0.0634103	-3.151325817	0.0117125

После потенцирования трёхфакторная производственная функция для ВВП Украины имеет вид:

$$Y_n=15.217*K_n^{0.493}*L_{n-2}^{0.24}*I_n^{-0.2} \quad (3.6)$$

Модель адекватна: R^2=0.992, F-критерий значимый, все P-Значения в пределах нормы (см. таблицу 3.11). 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.

Построение модели с однолетним лагом для фактора капитала привело к такому результату:

$$Y_n=5.814*K_{n-1}^{0.013}*L_n^{0.732}*I_n^{0.245} \quad (3.7)$$

Здесь R^2=0.903, F-критерий значимый, но P-значения для коэффициентов при K_{n-1} и L_n слишком велики и указывают на недоверие к соответствующим коэффициентам регрессии (Таблица 3.12). Поскольку исключение данных регрессоров нивелирует учёт лага при построении функции, мы эту модель использовать в дальнейшем не намерены.

Таблица 3.12

Эконометрические характеристики модели (3.7) зависимости ВВП Украины от факторов с учётом однолетнего временного лага для K_n с 1996 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.9502
R-квадрат	0.902881
Нормированный R-квадрат	0.873745
Стандартная ошибка	0.078961
Наблюдения	14

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.579624	0.193208	30.98881	2.2422E-05
Остаток	10	0.062348	0.006235		
Итого	13	0.641971			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	1.76022	0.957522	1.838307	0.095864
K_{n-1}	0.013195	0.044367	0.297404	0.772245
L_n	0.732392	0.250988	2.918031	0.015352
I_n	0.24521	0.158586	1.546232	0.153085

Построим модель производственной функции Кобба – Дугласа, учитывающую трёхлетний лаг для фактора информации:

$$Y_n=16.512*K_n^{0.3}*L_n^{0.285}*I_{n-3}^{0.226} \quad (3.8)$$

Модель (3.8) является адекватной, поскольку для неё 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 (см. таблицу 3.13).

Таблица 3.13

Эконометрические характеристики модели (3.8) зависимости ВВП Украины от факторов с учётом трёхлетнего временного лага для I_n с 1998 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.9930278
R-квадрат	0.9861043
Нормированный R-квадрат	0.9808934
Стандартная ошибка	0.0300992
Наблюдения	12

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.5143298	0.17144327	189.2387	9.12E-08
Остаток	8	0.0072477	0.000905963		
Итого	11	0.5215775			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	2.8041005	0.4433617	6.324633764	0.0002267
K_n	0.2996279	0.0692526	4.326595868	0.0025235
L_n	0.2847286	0.141208	2.016377835	0.0784982
I_{n-3}	0.225628	0.0693521	3.253369681	0.0116422

После исключения из модели (3.8) фактора L_n получили такую функцию:

$$Y_n=39.822*K_n^{0.428}*I_{n-3}^{0.180} \quad (3.9)$$

Эконометрические характеристики данной модели, представленные в таблице 3.14, свидетельствуют об её значимости и адекватности: R^2=0.979, F-критерий значимый, P-Значения для всех регрессоров меньше 0.05.

Таблица 3.14

Эконометрические характеристики модели (3.9) зависимости ВВП Украины от K и I с учётом трёхлетнего временного лага для I_n с 1998 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.989466
R-квадрат	0.979042
Нормированный R-квадрат	0.974385
Стандартная ошибка	0.034851
Наблюдения	12

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.510646	0.255323	210.2165	2.7929E-08
Остаток	9	0.010931	0.001215		
Итого	11	0.521578			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.684431	0.089377	41.2235	1.45E-11
K_n	0.42818	0.031313	13.6743	2.51E-07
I_{n-3}	0.180324	0.075969	2.373647	0.041659

Исходя из вышеизложенного, 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 именно с трёхлетним лагом.

Поскольку, как вытекает из модели (3.5), именно живой труд является основным фактором экономического роста Украины в 1995-2009 гг., мы исследовали зависимость объёма ВВП Украины только лишь от изменения примененного живого труда с лагом от нуля до двух лет. При этом получили функцию:

$$Y_n=1.062*L_n^{0.73}*L_{n-1}^{0.001}*L_{n-2}^{0.438} \qquad (3.10)$$

Эконометрические характеристики модели, представленные в таблице 3.15, определяют её как адекватную (R^2=0.936, F-критерий значимый), но P-значения отдельных параметров вызывают недоверие к ним. Особенно низка степень доверия к сомножителю L_{n-1}, что можно выявить и непосредственно из вида формулы (3.10): при столь малом значении показателя степени вклад данного члена в общий итог практически равен единице.

Таблица 3.15

Эконометрические характеристики модели (3.10) зависимости ВВП Украины от L_n, L_{n-1} и L_{n-2} в 1997-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.9673376
R-квадрат	0.935742
Нормированный R-квадрат	0.9143227
Стандартная ошибка	0.0651155
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.5556992	0.185233067	43.686811	1.09E-05
Остаток	9	0.0381602	0.004240023		
Итого	12	0.5938594			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	0.0608453	0.4882089	0.124629728	0.903556
L_n	0.729759	0.2521851	2.893743886	0.0177755
L_{n-1}	0.0006508	0.3432791	0.001895828	0.9985287
L_{n-2}	0.4383009	0.2305894	1.900784702	0.0897754

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

$$Y_n=L_n^{0.738}*L_{n-2}^{0.444} \quad (3.11)$$

Модель (3.11) является адекватной и значимой по всем параметрам: R^2=1.000 с точностью до третьего знака после запятой, F-критерий значимый, P-значения меньше 0.007 (см. таблицу 3.16).

Таблица 3.16

Эконометрические характеристики модели (3.11) зависимости ВВП Украины от L_n и L_{n-2} без свободного члена в 1997-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.999951
R-квадрат	0.999901
Нормированный R-квадрат	0.908983
Стандартная ошибка	0.058953
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	387.0633	193.5317	55684.96	5.83E-21
Остаток	11	0.03823	0.003475		
Итого	13	387.1015			

	Коэффициенты	*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

Из модели (3.11) следует сделать вывод о том, что рост ВВП Украины в возрастающих масштабах в 1997-2009 гг. осуществлялся за счёт применённого живого труда текущего года и применённого труда с лагом в два года. Из этого вытекает, что экономика Украины сориентирована на использование низкоквалифицированной рабочей силы, инвестиции в подготовку которой приносят относительно быструю отдачу.

Обратим внимание на то, что в модели (3.11), как и в модели (3.5), имеет место растущая отдача от масштаба, т.е. вовлечение бóльших объемов живого труда (как в текущем, так и в предшествующих периодах) еще более значительно увеличивает ВВП страны. В дальнейшем мы увидим, что по другим факторам подобного эффекта не наблюдается, а это значит, что производство в целом является трудоемким, в нем высока доля живого труда, и использование данного фактора является наиболее продуктивным.

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

$$Y_n=39.89*K_n^{0.433}*K_{n-1}^{0.041} \quad (3.12)$$

Модель (3.12) является адекватной и значимой по всем параметрам: R^2=0.981, F-критерий значимый, максимальное P-значение равно 0.0256 (Таблица 3.17).

Таблица 3.17

Эконометрические характеристики модели (3.12) зависимости ВВП Украины от K_n и K_{n-1} в 1997-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.9903289
R-квадрат	0.9807513
Нормированный R-квадрат	0.9772515
Стандартная ошибка	0.0335168
Наблюдения	14

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.6296142	0.314807111	280.23315	3.67E-10
Остаток	11	0.0123571	0.001123376		
Итого	13	0.6419714			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.6861141	0.0776315	47.48218507	4.431E-14
K_n	0.4331023	0.0278662	15.54223682	7.838E-09
K_{n-1}	0.0412364	0.0159785	2.580750721	0.0255561

Из модели (3.12) вытекает, что инвестиции в основной капитал приносят убывающую отдачу: 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 более длительных и масштабных инвестиционных проектов.

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

$$Y_n=96.06*I_n^{0.53}*I_{n-1}^{0.268}*I_{n-2}^{0.321}*I_{n-3}^{-0.267} \quad (3.13)$$

Эконометрические характеристики модели, которые приведены в таблице 3.18, свидетельствуют об её адекватности (R^2=0.960, F-критерий значимый), но P-значение для факторов I_{n-1}, I_{n-3} указывают на незначимость их коэффициентов.

Таблица 3.18

Эконометрические характеристики модели (3.13) зависимости ВВП Украины от I с учётом временных лагов от нулевого до трёхлетнего с 1998 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.9799897
R-квадрат	0.9603798
Нормированный R-квадрат	0.9377397
Стандартная ошибка	0.0543336
Наблюдения	12

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	4	0.5009125	0.125228128	42.41939	5.4E-05
Остаток	7	0.020665	0.002952144		
Итого	11	0.5215775			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	4.5649753	0.0883267	51.68284261	2.66E-10
I_n	0.5296023	0.0860249	6.156380917	0.0004646
I_{n-1}	0.2676676	0.1377581	1.943026821	0.093119
I_{n-2}	0.3210376	0.1306682	2.456891947	0.0436638
I_{n-3}	–0.267211	0.1776359	–1.504261445	0.1762253

Последовательно исключая указанные параметры из модели, мы получили функцию:

$$Y_n=90.095*I_n^{0.562}*I_{n-2}^{0.38} \quad (3.14)$$

Она является адекватной и значимой, поскольку R^2=0.934, F-критерий значимый и P-значения для всех параметров меньше $1.3*10^{-3}$ (см. таблицу 3.19).

Таблица 3.19

Эконометрические характеристики модели (3.14) зависимости ВВП Украины от I_n и I_{n-2} с 1998 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.9661936
R-квадрат	0.9335301
Нормированный R-квадрат	0.918759
Стандартная ошибка	0.0620656
Наблюдения	12

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.4869083	0.243454148	63.199787	5.03E-06
Остаток	9	0.0346692	0.003852136		
Итого	11	0.5215775			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	4.5008667	0.0893628	50.36624628	2.406E-12
I_n	0.5616224	0.0775459	7.242451106	4.856E-05
I_{n-2}	0.3801802	0.0823106	4.618850938	0.0012564

Увеличив временной интервал наблюдений (добавив данные за 1997 год) и последовательно добавляя в модель другие производственные факторы, при этом исключая незначимые, мы получили ещё одну значимую по всем параметрам и адекватную модель:

$$Y_n=41.122*K_n^{0.419}*I_{n-2}^{0.172} \quad (3.15)$$

В таблице 3.20 показаны её эконометрические характеристики: R^2=0.992, F-критерий значимый и P-значения для всех параметров меньше $4.7*10^{-4}$.

Таблица 3.20

Эконометрические характеристики модели (3.15) зависимости ВВП Украины от K_n и I_{n-2} с 1997 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.9958007
R-квадрат	0.9916189
Нормированный R-квадрат	0.9899427
Стандартная ошибка	0.0223096
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.5888822	0.294441116	591.58335	4.14E-11
Остаток	10	0.0049772	0.000497717		
Итого	12	0.5938594			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.7165316	0.0531173	69.96839429	8.67E-15
K_n	0.4191218	0.0178632	23.46290995	4.482E-10
I_{n-2}	0.1720347	0.0338535	5.081737282	0.0004766

Обратим внимание на значение коэффициента детерминации в модели (3.15), которое показывает, что вариация ВВП Украины в 1997-2009 годах зависела практически лишь от изменения указанных факторов. При этом мы получили ещё одно подтверждение тезиса о том, что отдача от расходов на НИОКР и инновации существенна и пролонгирована в некотором временном периоде (2-3 года).

Заметим, что большинство лаговых моделей (3.6), (3.9), (3.12) и (3.15), 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 (3.6), чуть меньше 0.5 для модели (3.12) и близкой к 0.6 для моделей (3.9) и (3.15). 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. Моделирование экономической динамики данной макросистемы следует проводить с учетом этих диссипативных эффектов.

3.3. Построение трёхфакторной 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 (1.2).

Проведя дисперсионный анализ приведенных исходных данных таблицы 3.1 и вычислив регрессионную статистику (Таблица 3.21), мы получили следующую функцию:

$$Y_n=5.256*K_n^{0.013}*L_n^{0.762}*e^{0.075*I_n} \quad (3.16)$$

Таблица 3.21

Эконометрические характеристики модели (3.16) степенной зависимости ВВП Украины от K_n и L_n и экспоненциальной зависимости от I_n с 1995 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.954265309
R-квадрат	0.910622279
Нормированный R-квадрат	0.886246537
Стандартная ошибка	0.072807061
Наблюдения	15

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.59408512	0.19802837	37.3577254	4,63E-06
Остаток	11	0.05830955	0.00530087		
Итого	14	0.65239467			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	1.659444464	0.70530776	2.35279485	0.03829792
K_n	0.012630497	0.03413438	0.37002277	0.71839103
L_n	0.762334826	0.17820125	4.27794322	0.0013032
I_n	0.07516897	0.04269354	1.76066364	0.10603237

Модель (3.16) адекватна: R^2=0.911, F-критерий значимый, но высокое P-значение для K_n предполагает исключение этого фактора из модели вследствие низкого доверия к соответствующему коэффициенту. При этом мы получили модель:

$$Y_n=4.933*L_n^{0.784}*e^{0.078*I_n} \quad (3.17)$$

Эта модель адекватна: R^2=0.910, F-критерий значимый, P-значение свидетельствует о высокой степени доверия к коэффициентам регрессии, в том числе к коэффициенту при факторе информации – как минимум на 92.5% (Таблица 3.22).

Таблица 3.22

Эконометрические характеристики модели (3.17) степенной зависимости ВВП от L_n и экспоненциальной зависимости ВВП от I_n с 1995 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.953682
R-квадрат	0.90951
Нормированный R-квадрат	0.894428
Стандартная ошибка	0.07014
Наблюдения	15

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.593359	0.29668	60.30552	5.49E-07
Остаток	12	0.059035	0.00492		
Итого	14	0.652395			

	Коэффициенты	*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

Таким образом, ВВП Украины, исчисленный по своим значимым факторам посредством экспоненциальной функции без учета временных лагов (год в год), в большей мере зависит от вовлеченного в производство труда и, в меньшей, но определённо значимой мере – от использованной при этом информации.

3.4. Построение трёхфакторной экспоненциальной функции типа Кобба – Дугласа с учётом временного лага

Используя определённые ранее в таблице 3.9 временные лаги между приростами объясняющих регрессоров и приростом ВВП, предположим возможность существования экспоненциальных моделей с учётом 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 НИОКР и инновации – с нулевым лагом:

$$Y_n=123.299*K_{n-1}^{0.426}*L_{n-2}^{-0.268}*e^{0.099*I_n} \qquad (3.18)$$

Хотя модель (3.18) исходя из её эконометрических характеристик, приведенных в таблице 3.23, оказалась адекватной: R^2=0.954, F-критерий значимый, но P-значение для параметра L_{n-2} равно 0.286 и указывает на недоверие к соответствующему коэффициенту.

Таблица 3.23

Эконометрические характеристики модели (3.18) степенной зависимости ВВП от K_{n-1}, L_{n-2} и экспоненциальной зависимости ВВП от I_n с 1997 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.97650479
R-квадрат	0.9535616
Нормированный R-квадрат	0.93808213
Стандартная ошибка	0.0553553
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.56628152	0.18876051	61.6017	2,54E-06
Остаток	9	0.02757788	0.00306421		
Итого	12	0.5938594			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	4.81461092	0.77540796	6.20913268	0.000157
K_{n-1}	0.42684096	0.09236685	4.62114864	0.001252
L_{n-2}	-0.2684233	0.23645717	-1.135188	0.285623
I_n	0.09865439	0.03109032	3.17315447	0.011308

После исключения из модели соответствующего фактора, мы получили адекватную и значимую модель (3.19), для которой R^2=0.947, F-критерий значимый, P-значения на 98.5% подтверждают значимость коэффициентов регрессии (см. таблицу 3.24)

$$Y_n=51.836*K_{n-1}^{0.338}*e^{0.086*I_n} \quad (3.19)$$

Таблица 3.24

Эконометрические характеристики модели (3.19) степенной зависимости ВВП от K_{n-1} и экспоненциальной зависимости ВВП от I_n с 1997 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.973094
R-квадрат	0.946912
Нормированный R-квадрат	0.936295
Стандартная ошибка	0.056149
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.562333	0.281166	89.18392	4,22E-07
Остаток	10	0.031527	0.003153		
Итого	12	0.593859			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.948083	0.138254	28.55675	6.45E-11
K_{n-1}	0.338745	0.05081	6.666937	5.59E-05
I_n	0.085962	0.029426	2.921295	0.015267

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

$$Y_n=89.582*K_{n-2}^{0.128}*e^{0.175*I_n} \quad (3.20)$$

Она также адекватна и значима по всем параметрам. Несмотря на то, что некоторые эконометрические характеристики, представленные в таблице 3.25, уступают характеристикам модели (3.19): R^2=0.874, F-критерий значимый, однако P-значения указывают на более высокую степень доверия к коэффициентам регрессии.

Таблица 3.25

Эконометрические характеристики модели (3.20) степенной зависимости ВВП от K_{n-2} и экспоненциальной зависимости ВВП от I_n с 1997 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.93513
R-квадрат	0.874469
Нормированный R-квадрат	0.849362
Стандартная ошибка	0.086341
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.519311	0.259656	34.83065	3,12E-05
Остаток	10	0.074548	0.007455		
Итого	12	0.593859			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	4.495155	0.121388	37.03126	4.91E-12
K_{n-2}	0.128101	0.035493	3.609188	0.004775
I_n	0.175455	0.034195	5.131047	0.000443

Таким образом, изменение объёма ВВП в большей мере зависит от изменения инвестиций в основной капитал с лагом в 1-2 года, причём в первый год после подобного рода инвестиций отдача значительно выше, чем во второй. При этом изменение объёма 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 (3.19), но учитывающую трёхлетний лаг для фактора информации:

$$Y_n=40.196*K_{n-1}^{0.454}*e^{0.02*I_{n-3}} \quad (3.21)$$

Модель является адекватной: R^2=0.996, F-критерий значимый, однако P-значение для I_{n-3} равно 0.255, а из этого следует, что доверие к коэффициенту при соответствующем факторе остается на уровне 74.5% (см. таблицу 3.26).

Таблица 3.26

Эконометрические характеристики модели (3.21) степенной зависимости ВВП от K_{n-1} и экспоненциальной зависимости ВВП от I_{n-3} с 1998 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.997804
R-квадрат	0.995613
Нормированный R-квадрат	0.994638
Стандартная ошибка	0.01664
Наблюдения	12

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.56555	0.282775	1021.293	2,45E-11
Остаток	9	0.002492	0.000277		
Итого	11	0.568042			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.693774	0.04037	91.49824	1.13E-14
K_{n-1}	0.454307	0.017719	25.63936	1.01E-09
I_{n-3}	0.020198	0.016605	1.216346	0.25479

Следовательно, модель (3.21) 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 трёхлетним лагом.

3.5 Построение производственной функции для ВВП в приращениях

Пользуясь данными таблицы 3.8, исследуем производственную функцию для ВВП Украины в приращениях, т.е. выясним, каким образом годовой прирост ВВП определяется годовыми приращениями вовлекаемых в оборот факторов производства. При этом эконометрические характеристики трёхфакторной модели первых разностей представлены в таблице 3.27.

Таблица 3.27

Эконометрические характеристики модели (3.22) зависимости ВВП Украины от факторов в приращениях в 1996-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.851149
R-квадрат	0.724455
Нормированный R-квадрат	0.641792
Стандартная ошибка	12.12695
Наблюдения	14

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	3866.537	1288.846	8.763909	0,003773
Остаток	10	1470.629	147.0629		
Итого	13	5337.166			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	2.13598	3.541657	0.603102	0.55987
ΔK_n	0.464426	0.353466	1.31392	0.218215
ΔL_n	0.80368	0.42166	1.905992	0.08577
ΔI_n	12.0221	7.305141	1.645704	0.130848

Трёхфакторная производственная функция ВВП Украины в приращениях без учета лагов имеет вид:

$$\Delta Y_n=2.136+0.464*\Delta K_n+0.804*\Delta L_n+12.022*\Delta I_n \quad (3.22)$$

Статистические характеристики функции, приведенные в таблице 3.27, свидетельствуют об адекватности модели (R^2=0.724, F-критерий значимый), но высокое P-Значение для Y-пересечения, а также для ΔK_n и ΔI_n указывает на низкую степень доверия к найденным коэффициентам регрессии.

Применяя метод последовательного исключения переменных, окончательно получаем производственную функцию в приращениях:

$$\Delta Y_n=0.875*\Delta K_n+1.14*\Delta L_n, \quad (3.23)$$

Здесь R^2=0.650, F-критерий значимый, P-Значения для объясняющих переменных составляют 0.005 и 0.011 (см. таблицу 3.28).

Таблица 3.28

Эконометрические характеристики модели (3.23) зависимости прироста ВВП Украины от ΔK_n и ΔL_n без свободного члена в 1995-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.805966
R-квадрат	0.649581
Нормированный R-квадрат	0.537047
Стандартная ошибка	12.48413
Наблюдения	14

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	3466.924	1733.462	11.12238	0.002281
Остаток	12	1870.242	155.8535		
Итого	14	5337.166			

	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	P-Значение
Y–пересечение				
ΔK_n	0.874763	0.255356	3.425658	0.005026
ΔL_n	1.14028	0.377056	3.024169	0.010581

В модели (3.23) прирост ВВП не зависит от изменения объемов финансирования инноваций в текущем году, что можно объяснить наличием временного лага между инвестициями в НИОКР и отдачей от них, которая повлияла бы на изменения ВВП.

3.6 Построение производственной функции для ВВП в приращениях с учётом временного лага

Поэтому далее проанализируем временной лаг, который возникает между процессом вовлечения факторов в производство и эффектом от их использования с целью получения производственной функции в приращениях с однолетним лагом для ΔK, двухлетним – для ΔL и трёхлетним лагом для ΔI. Эконометрические характеристики трёхфакторной модели первых разностей с лагами представлены в таблице 3.29.

Таблица 3.29

Эконометрические характеристики модели (3.24) зависимости прироста ВВП Украины от факторов в приращениях с учётом временного лага: для ΔK_{n-1}, ΔL_{n-2}, ΔI_{n-3} в 1999-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.636004
R-квадрат	0.404501
Нормированный R-квадрат	0.149288
Стандартная ошибка	19.21649
Наблюдения	11

Дисперсионный анализ

	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	3	1755.84	585.2802	1.584951	0.276727
Остаток	7	2584.913	369.2733		
Итого	10	4340.754			

	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	P-Значение
Y–пересечение	-1.03313	8.050561	-0.12833	0.901497
ΔK_{n-1}	1.008553	1.046395	0.963836	0.367235
ΔL_{n-2}	0.924568	0.85217	1.084957	0.313887
ΔI_{n-3}	13.5161	21.49221	0.628883	0.549389

Производственная функция имеет вид:

$$\Delta Y_n = -1.033 - 1.009 * \Delta K_{n-1} + 0.925 * \Delta L_{n-2} + 13.516 * \Delta I_{n-3} \quad (3.24)$$

Модель не является адекватной, поскольку R^2=0.404, значение критерия Фишера F=1.585 при $F_{кр}$=4.066. Также, учитывая уровень P-Значений, делаем вывод о низком доверии ко всем коэффициентам регрессии. Столь низкое значение F-критерия, по-видимому, указывает на то, что слишком длительный временной интервал не дает оснований

воспринимать годовое приращение ВВП как *линейную* функцию первых приращений факторов производства.

Исключение и включение тех или иных параметров модели, так же, как и возврат для отдельных переменных к нулевому лагу, не позволили получить адекватных и значимых моделей в приращениях с соответствующими лагами.

Впрочем, попытка рассчитать производственную функцию в приращениях с лагом в один год для фактора расходов на НИОКР и инновации привела к построению следующей модели:

$$\Delta Y_n=3.765+1.472*\Delta K_n+0.207*\Delta L_n+3.803*\Delta I_{n-1} \quad (3.25)$$

Исходя из эконометрических характеристик модели, приведенных в таблице 3.30, она адекватна: R^2=0.97, критерий Фишера значим. В то же время Р-Значения для ΔL_n и ΔI_{n-1} вызывают недоверие к соответствующим коэффициентам регрессии.

Таблица 3.30

Эконометрические характеристики модели (3.25) зависимости прироста ВВП Украины от факторов в приращениях с учётом однолетнего временного лага для ΔI в 1997-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.984873
R-квадрат	0.969976
Нормированный R-квадрат	0.959968
Стандартная ошибка	3.935011
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	4502.171	1500.724	96.919	3.6E-07
Остаток	9	139.3588	15.48431		
Итого	12	4641.53			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*Р-Значение*
Y–пересечение	3.765079	1.153621	3.263706	0.009781
ΔK	1.471774	0.101625	14.48241	1.53E-07
ΔL	0.206995	0.154879	1.336498	0.214189
ΔI_{n-1}	3.803302	2.335855	1.628227	0.137918

Исключив из модели (3.25) приращение фактора живого труда, характеризующееся наименее высоким уровнем доверия, получили адекватную и значимую модель (R^2=0.964, F-критерий значим), уровень доверия к параметрам которой не меньше 94.5% (см. таблицу 3.31):

$$\Delta Y_n=4.117+1.517*\Delta K_n+4.927*\Delta I_{n-1} \quad (3.26)$$

Таблица 3.31

Эконометрические характеристики модели (3.26) зависимости прироста ВВП Украины от ΔK_n и ΔI_{n-1} в 1997-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.981844
R-квадрат	0.964017
Нормированный R-квадрат	0.95682
Стандартная ошибка	4.086775
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	4474.513	2237.256	133.9536	6.03E-08
Остаток	10	167.0173	16.70173		
Итого	12	4641.53			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	4.116612	1.166556	3.528859	0.005457
ΔК	1.517175	0.099473	15.2521	2.98E-08
ΔI_{n-1}	4.926718	2.263425	2.176665	0.054552

Из модели (3.26) следует сделать вывод о том, что экономика Украины является информационной: приращение ВВП оказывается наиболее эластичным по фактору информации и прирост финансирования инноваций в текущем году в значительной мере становится предпосылкой увеличения объема ВВП следующего года.

При исследовании производственной функции в приращениях снова попробуем исходить от того, что прирост ВВП зависит не только от прироста информационного производства в текущем году, а и от его предыдущих состояний. Для начала исследуем влияние информации с лагом от нуля до трёх лет, при этом мы получили модель:

$$\Delta Y_n=7.077+23.481*\Delta I+12.672*\Delta I_{n-1}-0.558*\Delta I_{n-2}-5.457*\Delta I_{n-3} \quad (3.27)$$

Эконометрические характеристики модели, приведенные в таблице 3.32, описывают её как адекватную: R^2=0.833, F-критерий значим, но P-значения большинства её параметров выше 0.05, что ставит под сомнение значимость соответствующих коэффициентов.

Таблица 3.32

Эконометрические характеристики модели (3.27) зависимости прироста ВВП Украины от приростов информации с лагом от нуля до трёх лет в 1999-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.912767
R-квадрат	0.833143
Нормированный R-квадрат	0.721905
Стандартная ошибка	10.987
Наблюдения	11

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	4	3616.469	904.1172	7.489738	0.016257
Остаток	6	724.2848	120.7141		
Итого	10	4340.754			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	7.076787	5.018966	1.410009	0.20821
ΔI	23.48124	7.598452	3.090267	0.021381
ΔI_{n-1}	12.62719	8.427635	1.498308	0.184706
ΔI_{n-2}	–0.55848	12.04351	-0.04637	0.964519
ΔI_{n-3}	–5.45651	13.40599	-0.40702	0.698115

Последовательно исключая незначимые параметры из модели (3.27), мы получили адекватную и значимую функцию в приращениях:

$$\Delta Y_n=6.539+22.294*\Delta I_n+12.782*\Delta I_{n-1} \quad (3.28)$$

Для этой модели R^2=0.833, F-критерий значим и уровень доверия к коэффициентам регрессии не ниже 93.8% (см. таблицу 3.33).

Таблица 3.33

Эконометрические характеристики модели (3.28) зависимости прироста ВВП Украины от ΔI_n и ΔI_{n-1} в 1999-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.91008
R-квадрат	0.828245
Нормированный R-квадрат	0.785306
Стандартная ошибка	9.653665
Наблюдения	11

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	3595.208	1797.604	19.28899	0.00087
Остаток	8	745.5459	93.19324		
Итого	10	4340.754			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	6.539433	3.005154	2.176073	0.061236
ΔI	22.29407	3.905023	5.709076	0.00045
ΔI_{n-1}	12.78168	5.41376	2.360962	0.045889

С целью улучшения значимости модели (3.28), мы исключили из неё свободный член, после чего получили:

$$\Delta Y_n=22.459*\Delta I_n+15.7*\Delta I_{n-1} \quad (3.29)$$

Объясняющая способность модели ухудшилась, что видно из её эконометрических характеристик, приведенных в таблице 3.34: R^2=0.727, F-критерий значим, но уровень доверия к коэффициентам регрессии возрос.

Таблица 3.34

Эконометрические характеристики модели (3.29) зависимости прироста ВВП Украины от ΔI_n и ΔI_{n-1} без свободного члена в 1999-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.852397
R-квадрат	0.726581
Нормированный R-квадрат	0.58509
Стандартная ошибка	11.48353
Наблюдения	11

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	2	3153.91	1576.955	11.95828
Остаток	8	9	1186.843	131.8715	
Итого	10	11	4340.754		

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение				
ΔI	22.45874	4.644353	4.83571	0.000927
ΔI_{n-1}	15.69959	6.23928	2.516251	0.032971

Как видим из моделей (3.28) и (3.29), прирост ВВП Украины в текущем году не менее чем на 72.7% зависит именно от расходов на НИОКР и инновации как текущего, так и предыдущего года. Таким образом, увеличение финансирования научно-исследовательских работ однозначно способствует экономическому росту данной макросистемы.

Дополнив модель (3.29) фактором прироста основного капитала с лагом в один год, мы получили адекватную и значимую модель:

$$\Delta Y_n=15.49–2.376*\Delta K_{n-1}+29.076*\Delta I_n+33.116*\Delta I_{n-1} \qquad (3.30)$$

Эконометрические характеристики модели (3.30), представленные в таблице 3.35, подтверждают наши выводы: R^2=0.944, F-критерий значим, P-Значения всех параметров ниже 0.007. Причём, значительно возросла зависимость вариации объясняемой переменной от вариации влияющих на ее динамику факторов. Однако данная модель указывает на тот факт, что прирост инвестиций в основной капитал текущего года отрицательно влияет на приращение ВВП следующего года.

Таблица 3.35

Эконометрические характеристики модели (3.30) зависимости прироста ВВП Украины от ΔK_{n-1}, ΔI_n и ΔI_{n-1} в 1999-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.971696
R-квадрат	0.944193
Нормированный R-квадрат	0.920276
Стандартная ошибка	5.882691
Наблюдения	11

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	4098.511	1366.17	39.47778	9.35E-05
Остаток	7	242.2424	34.60606		
Итого	10	4340.754			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	15.48952	2.976794	5.203424	0.001248
ΔK_{n-1}	–2.37576	0.622964	–3.81363	0.006597
ΔI	29.07608	2.970715	9.78757	2.46E-05
ΔI_{n-1}	33.11554	6.269964	5.281617	0.001146

Обращаем внимание на то, что количество наблюдений в моделях (3.28), (3.29) и (3.30) в связи с первоначальным наличием трёхлетнего лага, включает не весь исследуемый период, а лишь его часть. Расширив выборку наблюдений для модели (3.30) на два предыдущих года, получаем модель:

$$\Delta Y_n=8.279–0.735*\Delta K_{n-1}+25.253*\Delta I_n+17.969*\Delta I_{n-1} \qquad (3.31)$$

Модель адекватна: R^2=0.855, F-критерий значим, все P-Значения меньше 0.006 (Таблица 3.36).

Таблица 3.36

Эконометрические характеристики модели (3.31) зависимости прироста ВВП Украины от ΔK_{n-1}, ΔI_n и ΔI_{n-1} в 1997-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.924701
R-квадрат	0.855071
Нормированный R-квадрат	0.806762
Стандартная ошибка	8.645431
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	3968.839	1322.946	17.69983	0.000408
Остаток	9	672.6912	74.74347		
Итого	12	4641.53			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	8.297025	3.01802	2.749161	0.022508
ΔK_{n-1}	–0.73521	0.339964	–2.16261	0.058817
ΔI	25.25336	3.779788	6.681156	9.05E-05
ΔI_{n-1}	17.96859	4.945883	3.633041	0.00546

При расширении интервала наблюдений коэффициент детерминации снизился более чем на 11%, в то же время значительно изменились коэффициенты при переменных, взятых с лагом в один год: снизилось отрицательное влияние приращения инвестиций на прирост ВВП следующего года, но также значительно уменьшилось положительное влияние на него приращения расходов на инновации в текущем году. Это означает, что период 1997-1999 гг. не меняет тенденции экономического роста, но значительно меняет влияние именно лаговых факторов.

Также попробуем заменить в модели (3.31) фактор прироста основного капитала с лагом в один год на приращение труда с таким же лагом. При этом получим:

$$\Delta Y_n=3.321+0.531*\Delta L_{n-1}+25.53*\Delta I_n+12.787*\Delta I_{n-1} \quad (3.32)$$

Регрессионная статистика характеризует модель как адекватную: R^2=0.831, F-критерий значим, но P-Значения для двух первых параметров модели превышают 0.05 (см. таблицу 3.37).

Таблица 3.37

Эконометрические характеристики модели (3.32) зависимости прироста ВВП Украины от ΔL_{n-1}, ΔI_n и ΔI_{n-1} в 1997-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.911326
R-квадрат	0.830514
Нормированный R-квадрат	0.774019
Стандартная ошибка	9.349231
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	3854.857	1284.952	14.70061	0.000815
Остаток	9	786.673	87.40811		
Итого	12	4641.53			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	3.320794	2.766889	1.200191	0.260703
ΔL_{n-1}	0.530563	0.323176	1.641713	0.135066
ΔI	22.53025	3.72606	6.046669	0.000191
ΔI_{n-1}	12.78684	5.128549	2.493266	0.034238

Для начала исключим из модели (3.32) свободный член, P-значение для которого наибольшее, при этом модель имеет вид:

$$\Delta Y_n=0.634*\Delta L_{n-1}+22.821*\Delta I_n+13.829*\Delta I_{n-1} \qquad (3.33)$$

Эконометрические характеристики модели представлены в таблице 3.38: R^2=0.831, F-критерий значим, уровень доверия к коэффициентам регрессии превышает 92.5%. Модель адекватна и значима.

Таблица 3.38

Эконометрические характеристики модели (3.33) зависимости прироста ВВП Украины от ΔL_{n-1}, ΔI_n и ΔI_{n-1} без свободного члена в 1997-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.896319
R-квадрат	0.803388
Нормированный R-квадрат	0.664066
Стандартная ошибка	9.552909
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	3728.95	1242.983	13.62053	0.001077
Остаток	10	912.5807	91.25807		
Итого	13	4641.53			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение				
ΔL_{n-1}	0.634112	0.318232	1.99261	0.074297
ΔI	22.82109	3.799173	6.006858	0.000131
ΔI_{n-1}	13.82905	5.164612	2.677656	0.023186

Попытки объединить в одной модели факторы труда и капитала с лагом в один год или дополнять модели другими параметрами с лагом, превышающим один год, не привели к получению адекватных и значимых результатов.

Итак, экономический рост Украины прежде всего зависит от прироста расходов на инновации в текущем году и от предыдущего значения данного параметра. При этом в моделях также значимо отражено влияние изменения инвестиций в основной капитал и оплаты труда в предыдущем году.

Выводы

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

1. $Y_n=L_n^{1.179}$. В данной модели $R^2=0.865$. Таким образом, вариация годового объема ВВП Украины за 1995-2009 гг. на 86.5% объясняется динамикой уровня оплаты труда, причем в сочетании с этим фактором объем инвестиций в основной капитал и уровень затрат на научно-исследовательские работы и инновации оказываются незначимыми, не помогающими объяснению динамики годового ВВП.

Эта модель показывает высокую адаптивность экономики Украины к реальностям экономического кризиса: падение объемов производства немедленно вызывает снижение объемов вовлекаемого живого труда и его удешевление. Но при этом именно недооценка живого труда становится основным препятствием на пути технологической модернизации экономики и обеспечения экономического подъема.

2. $Y_n=15.217*K_n^{0.493}*L_{n-2}^{0.24}*I_n^{-0.2}$. 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 объёма ВВП. При этом $R^2=0.992$. Обратим внимание на то, что инвестиции в информационное производство не являются источником приращения ВВП текущего года, а наоборот, скорее отвлекают финансовые ресурсы от решения производственных задач.
3. $Y_n=39.822*K_n^{0.428}* I_{n-3}^{0.180}$. Для этой модели $R^2=0.979$. Из данной модели вытекает факт значимого вклада информационного производства в экономический рост Украины именно с трёхлетним лагом.
4. $Y_n=L_n^{0.738}* L_{n-2}^{0.444}$. Для этой модели $R^2=1.000$. Рост ВВП в возрастающих масштабах осуществлялся за счёт применённого живого труда текущего года и применённого труда с лагом в два года. Таким образом, экономика Украины сориентирована на использование низкоквалифицированной рабочей силы, так что структура рынка живого труда отражает общие структурные перекосы в экономике страны.
5. $Y_n=39.89*K_n^{0.433}*K_{n-1}^{0.041}$. Для модели $R^2=0.981$. Зависимость ВВП от указанных факторов с коротким лагом указывает на быструю оборачиваемость основного капитала и необходимость структурной перестройки экономики.
6. $Y_n=90.095*I_n^{0.562}*I_{n-2}^{0.38}$. 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.
7. $Y_n=41.122*K_n^{0.419}*I_{n-2}^{0.172}$. Для модели $R^2=0.992$. В модели показана зависимость экономического роста от инвестиций в основной капитал текущего года и вложений в информационное производство с лагом в два года.

При этом мы получили ещё одно подтверждение тезиса о том, что отдача от расходов на НИОКР и инновации существенна и пролонгирована во временном периоде 2-3 года.

Большинство лаговых моделей, которые оказались адекватны и значимы по всем показателям, указывает на убывающую, причем заметно убывающую, отдачу от масштаба для исследуемой макросистемы. Этот факт свидетельствует о том, что современная экономика Украины представляет собой *диссипативную* систему, в которой некоторая часть хозяйственных ресурсов рассеивается, не принося значимого результата.

8. $Y_n=4.933*L_n^{0.784}*e^{0.078*I_n}$. Модель, построенная с учётом экспоненциальной зависимости между ВВП текущего года и одним из исследуемых факторов – расходов на инновации.

Для этой модели R^2=0.910. Модель 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 определённо значимой мере – от использованного при этом стоимостного объема информации.

9. $Y_n=89.582*K_{n-2}^{0.128}*e^{0.175*I_n}$. Экспоненциальная модель учитывает двухлетний лаг для инвестиций в основной капитал. Для модели R^2=0.874.
10. $Y_n=51.836*K_{n-1}^{0.338}*e^{0.086*I_n}$. Модель учитывает однолетний лаг для инвестиций в основной капитал. При этом R^2=0.947.

Изменение объёма 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. При этом изменение объёма валового продукта также неизменно зависит и от расходов на НИОКР и инновации, причем с течением времени влияние объема этих расходов на изменение ВВП увеличивается.

11. $Y_n=40.196*K_{n-1}^{0.454}*e^{0.02*I_{n-3}}$. В функции учтён трёхлетний лаг для изменения объемов финансирования НИОКР и инноваций. В данной модели R^2=0.996. При не очень 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 НИОКР и инновации с трёхлетним лагом.

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

12. $\Delta Y_n=0.875*\Delta K_n+1.14*\Delta L_n$. Для этой модели R^2=0.650. Модель, построенная в приращениях без учета лагов, указывает на зависимость прироста ВВП от прироста всего лишь двух факторов производства: инвестиций в основной капитал и объема вовлеченного живого труда. Прирост ВВП не зависит от изменения объемов финансирования инноваций в текущем году, что можно объяснить наличием временного лага между инвестициями в информационное производство и отдачей от них, которая повлияла бы на изменения ВВП.
13. $\Delta Y_n=4.117+1.517*\Delta K_n+4.927*\Delta I_{n-1}$. При этом R^2=0.964. Обратим внимание на то, что эластичность прироста ВВП по фактору информации выше, чем по фактору капитала, но фактор, связанный с информационным производством, действует с однолетним лагом. При этом приращение расходов на НИОКР и инновации текущего года значительно увеличивает ВВП следующего года.
14. $\Delta Y_n=6.539+22.294*\Delta I_n+12.782*\Delta I_{n-1}$. Для модели R^2=0.833. Модель отображает значимую зависимость динамики прироста ВВП от приращения финансирования информационного производства как в текущем, так и в предыдущем году.
15. $\Delta Y_n=22.459*\Delta I_n+15.7*\Delta I_{n-1}$. Для этой модели R^2=0.727 и она подобна предыдущей, но без учёта «автономного» (не вызванного динамикой рассматриваемых регрессоров) прироста ВВП, доверие к которому было несколько меньше 95%.
16. $\Delta Y_n=15.49–2.376*\Delta K_{n-1}+29.076*\Delta I_n+33.116*\Delta I_{n-1}$. При этом R^2=0.944. В модели учтено изменение приращения ВВП под влиянием прироста расходов на инновации как в текущем, так и предыдущем году, а также отрицательное влияние прироста инвестиций в основной капитал в предыдущем году.
17. $\Delta Y_n=8.279–0.735*\Delta K_{n-1}+25.253*\Delta I_n+17.969*\Delta I_{n-1}$. В данной модели R^2=0.855. Она включает те же факторы, что и предыдущая, но наблюдения, в отличие от предыдущей модели, включают приращения ВВП в 1997 и 1998 гг. При этом, как видим, объясняющая

способность модели немного ухудшилась и значительно изменились пропорции влияния прироста действующих с лагом факторов на приращение ВВП текущего года.

18. $\Delta Y_n=0.634*\Delta L_{n-1}+22.821*\Delta I_n+13.829*\Delta I_{n-1}$. Для модели $R^2=0.831$. В ней показана существенная зависимость прироста ВВП текущего года от прироста расходов на инновации как в текущем, так и предыдущем году, а также динамика объясняемой переменной под влиянием изменения фонда оплаты труда предыдущего года.

Итак, прирост ВВП зависит не только от прироста объема информационного производства в текущем году, а и от его предыдущего состояния наряду с приращением других факторов.

Глава 4
Трехфакторные модели экономического роста: расчёты для периода 1995-2007 гг.

4.1. Построение трёхфакторной функции Кобба – Дугласа по данным текущего периода

В связи с тем, что в период экономического кризиса в большинстве стран существенно изменяются приоритеты использования в производстве тех или иных ресурсов, мы отбросили из начальной выборки (таблица 3.1) наблюдения, соответствующие кризису 2008-2009 гг. с целью выявления основных тенденций докризисного развития страны.

Приведенные эконометрические показатели относятся к модели в прологарифмированном виде. После потенцирования трёхфакторная производственная функция типа Кобба – Дугласа за исследуемый период имеет вид:

$$Y_n=14.688*K_n^{0.005}*L_n^{0.496}*I_n^{0.411} \quad (4.1)$$

Статистические характеристики функции, описанные в таблице 4.1, свидетельствуют об адекватности модели (R^2=0.940, F-критерий значимый), но высокое P-Значение для K_n указывает на низкую степень доверия к соответствующему коэффициенту регрессии. Собственно, низкую степень доверия к данному фактору можно отследить и по виду самой функции (4.1): вклад инвестиций в основной капитал при полученном показателе степени столь близок к единице, что трудно было бы поручиться за достоверность данного члена.

Таблица 4.1

Эконометрические характеристики модели (4.1) зависимости ВВП Украины от факторов в 1995-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.969485
R-квадрат	0.939902
Нормированный R-квадрат	0.919869
Стандартная ошибка	0.056803
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.454149	0.151383	46.91817	8.07E-06
Остаток	9	0.029039	0.003227		
Итого	12	0.483188			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	2.68702	0.715083	3.757633	0.004501
K_n	0.004592	0.026685	0.172066	0.867193
L_n	0.496924	0.186086	2.6704	0.025606
I_n	0.411297	0.150059	2.740911	0.022814

Исключив из модели (4.1) фактор капитала, получили следующую адекватную и значимую по всем параметрам модель:

$$Y_n=14.439*L_n^{0.503}*I_n^{0.416} \quad (4.2)$$

При этом эконометрические характеристики модели практически не ухудшились: R^2=0.940, F-критерий значимый, максимальное P-Значение меньше 0.016 (см. таблицу 4.2);

Таблица 4.2

Эконометрические характеристики модели (4.2) зависимости ВВП Украины от факторов L_n и I_n в 1995-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.969383
R-квадрат	0.939704
Нормированный R-квадрат	0.927645
Стандартная ошибка	0.053976
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.454053	0.227027	77.92416	7.97E-07
Остаток	10	0.029134	0.002913		
Итого	12	0.483188			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	2.669936	0.672921	3.967684	0.002653
L_n	0.503159	0.173442	2.901017	0.015806
I_n	0.415717	0.140487	2.959106	0.01431

Как видно из модели (4.2), в докризисном периоде значительное влияние на объём ВВП имеет не только примененного живого труда, но и финансирование научно-исследовательских работ и инноваций. Т.е. в докризисный период экономика Украины была информационной, ВВП наиболее эластичен к объёму применённого труда при высокой эластичности к расходам на НИОКР и инновации.

В докризисном временнóм интервале однофакторной безлаговой модели, аналогичной (3.5), получить не удалось: фактор информации неизменно оказывается значимым, и его достаточно высокая дисперсия приводит к несколько более низкой объясняющей способности модели.

4.2. Построение трёхфакторной функции Кобба – Дугласа с учётом временного лага

Воспользуемся рассчитанными в таблице 3.8 первыми приращениями каждого из показателей в сопоставимых ценах для построения новой таблицы коэффициентов линейной парной корреляции (Таблица 4.3), учитывая, что отрицательного лага быть не может и что лаг составляет от 0 до 5 лет.

Таблица 4.3

Линейная парная корреляция с □Y

Лаги (лет)	□K	□L	□I
0	0.906957	-0.3022	0.575131
1	-0.10171	-0.24718	-0.58503
2	-0.27665	0.379669	-0.07628
3	0.588703	0.285561	0.423047
4	0.060772	0.041222	0.308808
5	0.028462	-0.20176	-0.34579

Исходя из полученных коэффициентов, приходим к выводу о том, что для приращения ВВП и приращения объема заработной платы ни одной значимой корреляции не обнаружено, наибольшее значение корреляции равно 0.38 и соответствует лагу в два года. В то же время для объясняемой переменной и факторов капитала и информации максимальная корреляция наблюдается с нулевым лагом, но также обнаружены локальные экстремумы с лагом в три года.

Прологарифмируем исходные динамические ряды и определим эконометрические характеристики трёхфакторной модели типа Кобба – Дугласа при условии двухлетнего лага для L, трёхлетнего лага для факторов K и I (Таблица 4.4).

Таблица 4.4

Эконометрические характеристики модели (4.3) зависимости ВВП Украины от K_{n-3}, L_{n-2}, и I_{n-3} с 1998 по 2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.892694
R-квадрат	0.796903
Нормированный R-квадрат	0.695354
Стандартная ошибка	0.115955
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.316543	0.105514323	7.847497	0.016868
Остаток	6	0.080674	0.013445602		
Итого	9	0.397217			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	0.876202	1.893241	0.462805357	0.659813
K_{n-3}	0.031697	0.084897	0.373352503	0.721722
L_{n-2}	1.021233	0.553838	1.843918629	0.114753
I_{n-3}	–0.20495	0.553527	–0.3702684	0.723902

После потенцирования трёхфакторная производственная функция ВВП Украины имеет вид:

$$Y_n=2.402*K_{n-3}^{0.031}*L_{n-2}^{1.021}*I_{n-3}^{-0.205} \quad (4.3)$$

Судя по характеристикам модели, приведенным в таблице 4.4, она является адекватной, поскольку R^2=0.797, F-критерий значимый, однако высокие P-Значения всех параметров регрессии вызывают к ним недоверие. Исключая наименее значимые параметры из модели (4.3), мы получили функцию:

$$Y_n=L_{n-2}^{1.196} \quad (4.4)$$

Адекватность и значимость модели подтверждается представленными в таблице 4.5 эконометрическими характеристиками (R^2=1.000 с точностью до третьего знака после запятой, F-критерий значимый), P-Значение для L_{n-2} равно $7.62*10^{-17}$. Обратим внимание на то, что исключение незначимых параметров модели привело к увеличению ее объясняющей способности.

Таблица 4.5

Эконометрические характеристики модели (4.4) зависимости ВВП Украины от L_{n-2} без свободного члена с 1998 по 2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.999823
R-квадрат	0.999646
Нормированный R-квадрат	0.888535
Стандартная ошибка	0.107743
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	295.2703	295.2703	25435.57	2.67E-15
Остаток	9	0.104477	0.011609		
Итого	10	295.3748			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение				
L_{n-2}	1.195971	0.007499	159.4853	7.62E-17

Высокое значение R^2 выражает зависимость изменения объёма ВВП текущего года только от применённого живого труда с лагом в два года, причём с возрастающей на 19,6% отдачей от масштаба. Значение лага в два года для отдачи от инвестиций в живой труд, возможно, свидетельствует о том, что основную роль в воспроизводстве ВВП Украины играют работники со среднетехническим образованием. Это значит, что именно подготовка специалистов соответствующего уровня квалификации в течение рассматриваемого периода решающим образом влияет на рост экономики страны.

Кроме модели (4.3), учитывающей лаги для всех трёх факторов, нами построены также модели, учитывающие лаги для одного из указанных факторов. К примеру, трёхфакторная модель типа Кобба – Дугласа, отражающая зависимость объёма ВВП от факторов, из которых лишь объём капитала взят с трёхлетним лагом, а объём вложенного труда и информации – с нулевым лагом, имеет вид:

$$Y_n=15.893*K_{n-3}^{0.041}*L_n^{0.464}*I_n^{0.373} \quad (4.5)$$

Как видим из таблицы 4.6, модель (4.5) адекватна, поскольку R^2=0.97, F-критерий значимый. При этом доверие ко всем параметрам функции достаточно высокое, лишь для K_{n-3} P-Значение равно 0.096, т.е. доверие к коэффициенту при данном факторе на уровне 90%. В

любом случае этот фактор оказывает наименьшее (среди других регрессоров модели (4.5)) влияние на изменение объёма ВВП.

Таблица 4.6

Эконометрические характеристики модели (4.5) зависимости ВВП Украины от K_{n-3}, L_n, и I_n с 1998 по 2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.990122
R-квадрат	0.980341
Нормированный R-квадрат	0.970512
Стандартная ошибка	0.036076
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.389408	0.129803	99.73660278	1.65E-05
Остаток	6	0.007809	0.001301		
Итого	9	0.397217			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	2.76589	0.486401	5.686435	0.001275854
K_{n-3}	0.041233	0.02093	1.96998	0.096352945
L_n	0.464151	0.123033	3.772579	0.009260644
I_n	0.373044	0.104228	3.579107	0.011655626

Для повышения значимости модели (4.5) исключаем из неё лаговый фактор K_{n-3}, при этом мы получаем адекватную и значимую по всем параметрам модель, отражающую зависимость уровня ВВП текущего года от двух других факторов, взятых с нулевым лагом в период с 1998 по 2007 гг.:

$$Y_n=15.581*L_n^{0.452}*I_n^{0.456} \quad (4.6)$$

Для модели (4.6) R^2=0.967, F-критерий значимый, P-Значения всех параметров меньше 0.018 (см. таблицу 4.7), т.е. модель значима и адекватна.

Таблица 4.7

Эконометрические характеристики модели (4.6) зависимости ВВП Украины от L_n, и I_n с 1998 по 2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.98368
R-квадрат	0.967626
Нормированный R-квадрат	0.958376
Стандартная ошибка	0.042861
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.384357	0.192179	104.6119	6.1E-06
Остаток	7	0.012859	0.001837		
Итого	9	0.397217			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	2.866827	0.574671	4.988642	0.001585
L_n	0.452485	0.146004	3.099124	0.017344
I_n	0.456228	0.113215	4.029763	0.004997

Модель (4.6) учитывает влияние на объём ВВП факторов применённого живого труда и информации в период с 1998 по 2007 гг., а модель (4.2) – влияние тех же параметров в период с 1995 по 2007 гг. Анализируя их в сравнении, стоит заметить, что со временем фактор финансирования НИОКР и инноваций имеет всё большее значение для роста экономики, поскольку соотношение между коэффициентами смещается в сторону увеличения значимости именно этого параметра. Тем не менее, сумма коэффициентов при обоих факторах остается меньше единицы, что указывает на убывание отдачи от масштаба.
Если же сократить лаг для фактора капитала до двух лет, мы получим следующую модель:

$$Y_n=18.496*K_{n-2}^{0.06}*L_n^{0.404}*I_n^{0.419} \quad (4.7)$$

Модель (4.7) адекватна (R^2=0.963, F-критерий значимый), P-Значения всех параметров меньше 0.028, т.е. все параметры модели значимы (Таблица 4.8).

Таблица 4.8

Эконометрические характеристики модели (4.7) зависимости ВВП Украины от K_{n-2}, L_n, и I_n с 1997 по 2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.986517
R-квадрат	0.973216
Нормированный R-квадрат	0.961737
Стандартная ошибка	0.041413
Наблюдения	11

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.436206	0.129803	99.73660278	1.65E-05
Остаток	7	0.012005	0.001301		
Итого	10	0.448211			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	2.91756	0.558938	5.21983	0.001226
K_{n-2}	0.06007	0.021387	2.808778	0.026192
L_n	0.404378	0.145867	2.772247	0.027605
I_n	0.418513	0.108017	3.874497	0.006096

По сравнению с моделью (4.5) видим увеличение влияния инвестиций в основной капитал на объём ВВП текущего года с сокращением лага для этого фактора. При этом стоит учитывать, что выборка наблюдений расширена за счет включения данных 1997 года.

Большинство описанных выше моделей свидетельствует о готовности экономики Украины к структурной перестройке, поскольку инвестиции в основной капитал практически не приводят к росту объёма ВВП.

Далее нами предприняты попытки построения регрессионных моделей экономического роста, в которых фактором роста является лишь один из факторов (капитал, труд или информация), но взятый с несколькими разными лагами. К примеру, такая модель для фактора информации имеет вид:

$$Y_n=107.261*I_n^{0.703}*I_{n-1}^{0.16}*I_{n-2}^{0.208}*I_{n-3}^{-0.36} \quad (4.8)$$

Характеристики модели, приведенные в таблице 4.9, описывают её как адекватную: R^2=0.964, F-критерий значимый), но P-Значения для расходов на инновации с лагами от одного до трёх лет высокие и побуждают к исключению из модели незначимых параметров.

Таблица 4.9

Эконометрические характеристики модели (4.8) зависимости ВВП Украины от I_n, I_{n-1}, I_{n-2} и I_{n-3} с 1998 по 2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.982054
R-квадрат	0.964429
Нормированный R-квадрат	0.935973
Стандартная ошибка	0.053159
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	4	0.383087	0.095772	33.8912812	0.000814
Остаток	5	0.014129	0.002826		
Итого	9	0.397217			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	4.675268	0.124502	37.55177	2.52265E-07
I_n	0.702994	0.142316	4.939684	0.004323262
I_{n-1}	0.160406	0.186994	0.857811	0.430186823
I_{n-2}	0.207826	0.18931	1.097809	0.322320164
I_{n-3}	–0.36009	0.201124	–1.79038	0.133399994

Последовательно исключая из модели (4.8) наименее значимые факторы, которыми являются именно объёмы финансирования инноваций с лагами, мы получили следующую модель:

$$Y_n=103.421*I_n^{0.764} \quad (4.9)$$

Модель адекватна и значима (R^2=0.923, F-критерий значимый), P-Значения параметров меньше 0.05 (см. таблицу 4.10).

Таблица 4.10

Эконометрические характеристики модели (4.9) зависимости ВВП Украины от I_n с 1998 по 2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.960836
R-квадрат	0.923207
Нормированный R-квадрат	0.913607
Стандартная ошибка	0.061749
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	0.366713	0.366713	96.17558	9.82E-06
Остаток	8	0.030504	0.003813		
Итого	9	0.397217			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	4.638804	0.083124	55.80575	1.18E-11
I_n	0.764433	0.077948	9.806915	9.82E-06

Построим аналогичную модель, расширив диапазон наблюдений с 1995 по 2007 гг. При этом получим:

$$Y_n=100.763*I_n^{0.778} \quad (4.10)$$

Как видно из эконометрических характеристик, приведенных в таблице 4.11, модель адекватна и значима (R^2=0.889, F-критерий значимый), P-Значения параметров существенно меньше 0.05.

Таблица 4.11

Эконометрические характеристики модели (4.10) зависимости ВВП Украины от I_n с 1995 по 2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.942846
R-квадрат	0.888959
Нормированный R-квадрат	0.878865
Стандартная ошибка	0.06984
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	0.429534	0.429534	88.06286	1.39E-06
Остаток	11	0.053653	0.004878		
Итого	12	0.483188			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	4.612767	0.084994	54.27163	1.02E-14
I_n	0.778371	0.082945	9.384181	1.39E-06

Модели (4.9) и (4.10) ещё раз подтверждают значительное влияние финансирования НИОКР и инноваций в текущем году на объём ВВП этого года, а также тот факт, что экономика Украины по данному фактору является диссипативной, характеризующейся убывающей отдачей от масштаба.

Совершая аналогичные действия в отношении фактора капитала, мы получили адекватную модель объёма ВВП:

$$Y_n=39.266*K_n^{0.372}*K_{n-1}^{0.084}*K_{n-2}^{0.013}*K_{n-3}^{0.009} \quad (4.11)$$

Модель адекватна: $R^2=0.998$, F-критерий значимый, но P-Значения параметров, отражающих влияние объемов инвестиций в основной капитал предшествующих лет, значительно больше 0.05 (Таблица 4.12).

Таблица 4.12

Эконометрические характеристики модели (4.11) зависимости ВВП Украины от K_n, K_{n-1}, K_{n-2} и K_{n-3} с 1998 по 2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.999
R-квадрат	0.998
Нормированный R-квадрат	0.996402
Стандартная ошибка	0.012602
8Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	4	0.396423	0.099106	624.0850356	6.24E-07
Остаток	5	0.000794	0.000159		
Итого	9	0.397217			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.67036	0.043233	84.89721	4.29726E-09
K_n	0.371957	0.043249	8.600313	0.000350586
K_{n-1}	0.083913	0.060636	1.383895	0.224981335
K_{n-2}	0.01334	0.040874	0.326363	0.757367231
K_{n-3}	0.009233	0.008543	1.08074	0.329161532

Последовательно исключая из модели (4.11) незначимые факторы, имеем функцию:

$$Y_n=22.914*K_n^{1.319}*K_{n-1}^{0.453} \quad (4.12)$$

Эконометрические характеристики модели (4.12), приведенные в таблице 4.13, подтверждают её адекватность и значимость: R^2=0.997, F-критерий значимый, P-Значения всех параметров меньше 0.05.

Таблица 4.13

Эконометрические характеристики модели (4.12) зависимости ВВП Украины от K_n и K_{n-1} с 1998 по 2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.998269
R-квадрат	0.9965
Нормированный R-квадрат	0.995553
Стандартная ошибка	0.01401
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.395843	0.197921	1008.37243	2.43E-09
Остаток	7	0.001374	0.000196		
Итого	9	0.397217			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.131745	0.053571	58.46019	1.12458E-10
K_n	1.318845	0.169186	7.795254	0.000107519
K_{n-1}	0.452745	0.183051	2.473329	0.042624579

Как видим, модель имеет очень высокие качественные характеристики. Она свидетельствует о том, что рост экономики Украины может осуществляться в значительно увеличивающихся масштабах за счёт инвестирования в основной капитал: по данному фактору макросистема характеризуется растущей отдачей от масштаба. Но этот вывод характерен только для периода с 1998 по 2007 гг., который характеризуется как относительно стабильный, не включающий кризисных лет.

Так как объём ВВП зависит по большей части от инвестиций в капитал текущего года и, в меньшей степени, от инвестиций прошлого года, следует сделать вывод о высокой средней скорости оборота капитала и ориентации экономики Украины на финансово-торговый капитал, при этом реальный сектор развивается более медленными темпами. Это еще один повод обратить внимание на предпосылки, указывающие на необходимость реструктуризации экономики.

Поскольку функция (4.12) построена изначально с использованием данных 1998-2007 гг. (что обусловлено изначальным включением регрессора с трёхлетним лагом для фактора капитала), мы расширим количество наблюдений с 1996 по 2007 гг., после чего получим подобную функцию:

$$Y_n=40.655*K_n^{0.444}*K_{n-1}^{0.021} \qquad (4.13)$$

Модель является адекватной и значимой (R^2=0.997, F-критерий значимый, P-Значения всех параметров меньше 0.05), данные приведены в таблице 4.14.

Таблица 4.14

Эконометрические характеристики модели (4.13) зависимости ВВП Украины от K_n и K_{n-1} с 1996 по 2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.998474
R-квадрат	0.99695
Нормированный R-квадрат	0.996272
Стандартная ошибка	0.012747
Наблюдения	12

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.477997	0.238998	1470.915965	4.78E-12
Остаток	9	0.001462	0.000162		
Итого	11	0.479459			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.705123	0.031898	116.1537	1.31944E-15
K_n	0.443926	0.011212	39.59463	2.07957E-11
K_{n-1}	0.021441	0.00654	3.278449	0.00955291

Качество модели (4.13) по сравнению с моделью (4.12) лишь улучшилось (см. таблицу 4.14). Но эффект от масштаба инвестиций в основной капитал становится убывающим за счёт добавленных наблюдений, относящихся к кризисным годам, - 1996 и 1997 гг.

При этом, если сравнить модель (4.13) с моделью (3.12), которая получена с использованием данных с 1996 по 2009 гг., имеем очень близкие значения соответствующих параметров. Таким образом, отдача от инвестиций в основной капитал является в целом убывающей именно в период кризиса.

Попытки построить модели экономического роста, в которых фактором роста является лишь объём применённого живого труда, взятый с разными лагами, успехом не увенчались.

4.3. Построение трёхфакторной экспоненциальной функции типа Кобба – Дугласа

Прологарифмировав значения факторов труда и капитала, построив уравнение регрессии и пропотенцировав полученный результат, мы определили экспоненциальную трёхфакторную функцию типа Кобба - Дугласа:

$$Y_n=10.697*K_n^{0.001}*L_n^{0.589}*e^{0.113*I_n} \qquad (4.14)$$

Модель (4.14) адекватна: $R^2=0.942$, F-критерий значимый, но высокое P-значение для K_n предполагает исключение этого фактора из модели вследствие низкого доверия к соответствующему коэффициенту (Таблица 4.15). Как вытекает из формулы (4.14), вклад члена, содержащего K_n, в итоговый результат настолько невелик, что трудно поручиться за достоверность показателя степени при данном регрессоре.

Таблица 4.15

Эконометрические характеристики модели (4.14) степенной зависимости ВВП Украины от K_n и L_n и экспоненциальной зависимости от I_n при с 1995 по 2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.970555
R-квадрат	0.941976
Нормированный R-квадрат	0.922635
Стандартная ошибка	0.055814
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.455151	0.151717	48.70285	6.89E-06
Остаток	9	0.028036	0.003115		
Итого	12	0.483188			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	2.369986	0.609286	3.889779	0.003676
K_n	0.001447	0.026413	0.054798	0.957497
L_n	0.588943	0.154904	3.801988	0.004205
I_n	0.113433	0.039849	2.846569	0.019196

Исключая фактор K_n из модели, имеем функцию:

$$Y_n=10.638*L_n^{0.591}*e^{0114*I_n} \quad (4.15)$$

Полученная модель адекватна и значима по всем параметрам: R^2=0.910, F-критерий значимый, P-значения коэффициентов ниже 0.012 (Таблица 4.16).

Таблица 4.16

Эконометрические характеристики модели (4.15) степенной зависимости ВВП от L_n и экспоненциальной зависимости ВВП от I_n с 1995 по 2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.970545
R-квадрат	0.941957
Нормированный R-квадрат	0.930348
Стандартная ошибка	0.052958
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.455142	0.227571	81.14268	6.59E-07
Остаток	10	0.028046	0.002805		
Итого	12	0.483188			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	2.364459	0.57014	4.147158	0.001989
L_n	0.590966	0.142747	4.139947	0.002012
I_n	0.113888	0.036981	3.079658	0.011647

Как видим, ВВП Украины в период с 1995 по 2007 гг. зависит от вовлеченного в производство труда и от использованной при этом информации, так же, как и в период с 1995 по 2009 гг.

Попытки построить лаговые экспоненциальные модели, используя данные периода 1995-2007 гг., не увенчались успехом: несмотря на высокий R^2, значение которого от 0.797 до 0.997, и значимость F-критерия, высокое P-значение коэффициента при параметре информации во всех моделях вынуждает его исключить и приводит, в конце концов, к построению функции, предполагающей степенную, а не показательную зависимость ВВП от расходов на инновации.

4.4 Построение производственной функции для ВВП в приращениях

Пользуясь данными таблицы 3.8, исследуем производственную функцию для ВВП Украины с 1995 по 2007 гг. в приращениях. При этом эконометрические характеристики трёхфакторной модели первых разностей представлены в таблице 4.17.

Таблица 4.17

Эконометрические характеристики модели (4.16) зависимости ВВП Украины от факторов в приращениях в 1995-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.670656
R-квадрат	0.44978
Нормированный R-квадрат	0.243448
Стандартная ошибка	12.51154
Наблюдения	12

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	1023.707	341.2357	2.179881	0.16825
Остаток	8	1252.31	156.5387		
Итого	11	2276.017			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	3.149548	5.399201	0.583336	0.575739
ΔK_n	0.243482	0.530681	0.458811	0.658578
ΔL_n	0.605049	0.501491	1.206499	0.262089
ΔI_n	13.83077	8.090281	1.709554	0.125721

Трёхфакторная производственная функция ВВП Украины в приращениях без учета лагов имеет вид:

$$\Delta Y_n=3.15+0.243*\Delta K_n+0.605*\Delta L_n+13.831*\Delta I_n \quad (4.16)$$

Статистические характеристики функции, приведенные в таблице 4.17, свидетельствуют о том, что модель является неадекватной: R^2=0.45, расчётное значение критерия Фишера равно 2.18 и меньше критического ($F_{кр}$=4.066), Р-Значения для всех параметров функции также превышают 0.05 и указывают на низкую степень доверия к найденным коэффициентам регрессии.

Применяя метод последовательного исключения переменных, мы всё равно не получили адекватной и значимой функции, наибольшее значение коэффициента детерминации было для функции (4.16).

Если же сократить количество наблюдений до 9 (исключив из совокупности первые три наблюдения, относящиеся к кризису 90-х годов), мы получим следующую производственную функцию ВВП в приращениях:

$$\Delta Y_n=3.902+1.621*\Delta K_n+0.329*\Delta L_n-1.621*\Delta I_n \quad (4.17)$$

Модель адекватна, для неё R^2=0.934, F-критерий значимый, но Р-Значение при ΔI_n равно 0.599, что свидетельствует о незначимости коэффициента при соответствующем параметре (Таблица 4.18).

Таблица 4.18

Эконометрические характеристики модели (4.17) зависимости ВВП Украины от факторов в приращениях в 1998-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.966394
R-квадрат	0.933917
Нормированный R-квадрат	0.894267
Стандартная ошибка	2.980458
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	627.7018	209.2339	23.55408	0.002232
Остаток	5	44.41564	8.883128		
Итого	8	672.1174			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	3.901855	1.715754	2.274134	0.072065
ΔK_n	1.621278	0.257197	6.303649	0.001479
ΔL_n	0.329335	0.127006	2.593057	0.048656
ΔI_n	–1.62082	2.888746	–0.56108	0.598955

Обратим внимание также на то, что коэффициент при ΔI_n, доверие к которому на уровне 40%, имеет отрицательный знак. Исключая этот параметр из модели (4.17), получаем функцию:

$$\Delta Y_n=4.096+1.521*\Delta K_n+0.328*\Delta L_n \quad (4.18)$$

Эконометрические характеристики модели (4.18), представленные в таблице 4.19, определяют её адекватность и значимость по всем параметрам: R^2=0.93, F-критерий значимый, все Р-Значения ниже 0.05.

Таблица 4.19

Эконометрические характеристики модели (4.18) зависимости прироста ВВП Украины от ΔK_n и ΔL_n в 1998-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.964239
R-квадрат	0.929756
Нормированный R-квадрат	0.906341
Стандартная ошибка	2.805119
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	624.9053	312.4526	39.70832	0.000347
Остаток	6	47.21217	7.868695		
Итого	8	672.1174			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	4.095529	1.5818	2.589157	0.041259
ΔK_n	1.520657	0.173516	8.763773	0.000122
ΔL_n	0.328179	0.119519	2.745833	0.033476

Следовательно, прирост ВВП Украины в бескризисный период (1998-2007 гг.) зависит в большей степени от приращения инвестиций в основной капитал текущего года и в меньшей, но значимой – от роста оплаты труда текущего года. В данном сочетании регрессоров параметр расходов на информационное производство оказывается незначим.

4.5 Построение производственной функции для ВВП в приращениях с учётом временного лага

Попытка построения лаговых моделей для производственной функции ВВП в приращениях за период с 1995 по 2007 гг. не привела ни к одному адекватному и значимому результату. Незначимость коэффициентов регрессии в каждой из этих моделей приводит к необходимости исключения из них именно лаговых факторов. При этом значение R^2 в большинстве моделей находится на уровне около 40% и при исключении соответствующих регрессоров снижается.

В связи с этим нами предприняты попытки построения лаговых моделей в приращениях на основе данных периода 1999-2007 гг. Прежде всего мы приведём в таблице 4.20 характеристики трёхфакторной модели первых разностей с лагом.

Таблица 4.20

Эконометрические характеристики модели (4.19) зависимости прироста ВВП Украины от факторов в приращениях с учётом временного лага: для ΔK_{n-3}, ΔL_{n-2}, ΔI_{n-3} в 2002-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.640036
R-квадрат	0.409646
Нормированный R-квадрат	–0.47588
Стандартная ошибка	10.18284
Наблюдения	6

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	143.9013	47.96709	0.4626	0.737811
Остаток	2	207.3804	103.6902		
Итого	5	351.2817			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	10.32307	11.17184	0.924025	0.453021
ΔK_{n-3}	0.882696	2.978931	0.296313	0.794928
ΔL_{n-2}	0.382267	2.032152	0.188109	0.868148
ΔI_{n-3}	–2.35676	35.97078	–0.06552	0.953721

Производственная функция имеет вид:

$$\Delta Y_n = 10.323+0.883*\Delta K_{n-3}+0.382*\Delta L_{n-2}-2.356*\Delta I_{n-3} \quad (4.19)$$

Модель не является адекватной, поскольку R^2=0.409, значение критерия Фишера F=0.463 при $F_{кр.}$=9.552: в данном случае нельзя поручиться за линейный вид рассматриваемой зависимости, поскольку имеем недостаточное количество наблюдений. P-Значения каждого из параметров указывают на низкую степень доверия ко всем коэффициентам регрессии.

Исключение тех или иных параметров модели, так же, как и изменения лага для отдельных переменных, также не позволили получить адекватных и значимых моделей в приращениях с лагами.

Помимо этого мы построили функции зависимости прироста ВВП от приращений отдельных факторов с лагом от нуля до трёх лет (дальнейшее увеличение лага невозможно в связи с небольшим количеством наблюдений) с 2001 по 2007 гг. Так, модель зависимости прироста ВВП текущего года от приращений объёма финансирования НИОКР и инноваций с лагом от нуля до трёх лет, имеет вид:

$$\Delta Y_n=2.43+46.582*\Delta I_n-7.753*\Delta I_{n-1}+55.771*\Delta I_{n-2}-64.489*\Delta I_{n-3} \quad (4.20)$$

Эконометрические характеристики модели, приведенные в таблице 4.21, описывают её как адекватную: R^2=0.800, но модель неадекватно описывает исходные данные (малое число наблюдений – основная причина тому): F-критерий равен 1.002 при $F_{кр}$=7.709. В то же время P-значения всех её параметров значительно выше 0.05, что ставит под сомнение значимость соответствующих коэффициентов.

Таблица 4.21

Эконометрические характеристики модели (4.20) зависимости прироста ВВП Украины от приростов информации с лагом от нуля до трёх лет в 2002-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.894607
R-квадрат	0.800322
Нормированный R-квадрат	0.001609
Стандартная ошибка	8.375158
Наблюдения	6

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	4	281.1384	70.2846	1.002015	0.625667
Остаток	1	70.14328	70.14328		
Итого	5	351.2817			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	2.429528	14.39588	0.168765	0.893563
ΔI	46.58224	32.06349	1.452813	0.383782
ΔI_{n-1}	–7.65314	15.56282	–0.49176	0.709044
ΔI_{n-2}	55.77135	42.65247	1.307576	0.415642
ΔI_{n-3}	–64.4891	51.49839	–1.25226	0.428994

Последовательно исключая незначимые параметры из модели (4.20), в первую очередь – свободный член, мы получили адекватную и значимую функцию:

$$\Delta Y_n=46.219*\Delta I_n+55.876*\Delta I_{n-2}–58.34*\Delta I_{n-3} \quad (4.21)$$

Для этой модели R^2=0.963 (это намного больше, чем для модели (4.20)), F-критерий значим и уровень доверия к коэффициентам регрессии не ниже 93.2% (см. таблицу 4.22).

Таблица 4.22

Эконометрические характеристики модели (4.21) зависимости прироста ВВП Украины от ΔI_n, ΔI_{n-2} и ΔI_{n-3} без свободного члена в 2002-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.981117
R-квадрат	0.96259
Нормированный R-квадрат	0.604317
Стандартная ошибка	5.415504
Наблюдения	6

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	2263.901	754.6336	25.73111	0.037642
Остаток	3	87.98304	29.32768		
Итого	6	2351.884			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение				
ΔI	46.21942	9.774175	4.728728	0.017922
ΔI_{n-2}	55.87599	9.78349	5.711253	0.010649
ΔI_{n-3}	–58.34	20.83521	–2.80007	0.067849

С целью улучшения значимости модели (4.21), мы исключили из неё параметр ΔI_{n-3}, доверие к коэффициенту при котором ниже 95%, вследствие чего получили:

$$\Delta Y_n=20.425*\Delta I_n+35.409*\Delta I_{n-2} \quad (4.22)$$

Объясняющая способность модели при этом снизилась, что видно из её эконометрических характеристик, приведенных в таблице 4.23: R^2=0.865, F-критерий значим, но уровень доверия к коэффициентам регрессии возрос.

Таблица 4.23

Эконометрические характеристики модели (4.22) зависимости прироста ВВП Украины от ΔI_n и ΔI_{n-2} без свободного члена в 2002-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.929958
R-квадрат	0.864822
Нормированный R-квадрат	0.581028
Стандартная ошибка	8.915196
Наблюдения	6

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	2033.961	1016.98	12.79531	0.03399
Остаток	4	317.9229	79.48072		
Итого	6	2351.884			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение				
ΔI	20.42469	5.377456	3.798207	0.019133
ΔI_{n-2}	35.40943	10.70567	3.307539	0.029723

Как видим из моделей (4.21) и (4.22), прирост ВВП Украины в текущем году не менее чем на 86.5% зависит именно от расходов на инновации как текущего года, так и с лагом в два года. Таким образом, увеличение финансирования научно-исследовательских работ благоприятствует экономическому росту экономики.

Поскольку мы исключили из модели (4.21) фактор информации с лагом в три года, можно расширить количество наблюдений, прибавив приращения ещё за один (2000) год. При этом модель, аналогичная модели (4.22), имеет вид:

$$\Delta Y_n=21.479*\Delta I_n+33.831*\Delta I_{n-2} \qquad (4.23)$$

Качество модели ухудшилось, что видно из её эконометрических характеристик, приведенных в таблице 4.24: R^2=0.786, F-критерий значим, уровень доверия к коэффициентам регрессии снизился, но остался выше 95%. Это ухудшение качества модели с ростом числа наблюдений ожидаемо (дисперсия наблюдаемых значений фактора информации достаточно высока) и объясняется именно расширением временного диапазона, охватываемого данной моделью.

Таблица 4.24

Эконометрические характеристики модели (4.23) зависимости прироста ВВП Украины от ΔI_n и ΔI_{n-2} без свободного члена в 2001-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.886326
R-квадрат	0.785573
Нормированный R-квадрат	0.542688
Стандартная ошибка	10.66168
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	2082.231	1041.115	9.158982	0.032123
Остаток	5	568.3576	113.6715		
Итого	7	2650.588			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение				
ΔI	21.47875	6.391571	3.360481	0.020097
ΔI_{n-2}	33.83067	12.75866	2.651586	0.04534

Попытки дополнить полученные модели факторами труда и капитала с лагами и без них не привели к получению адекватных и значимых результатов.

Также не привели к успеху попытки построить модели ВВП в приращениях, содержащих в качестве регрессоров лишь фактор капитала с различными лагами.

В то же время мы построили функцию зависимости прироста ВВП текущего года в зависимости от приращения заработной платы лиц, работающих по найму, с лагом от нуля до трёх лет:

$$\Delta Y_n= -9.926+0.421*\Delta L_n-0.616*\Delta L_{n-1}+4.722*\Delta L_{n-2}-2.191*\Delta L_{n-3} \qquad (4.24)$$

В таблице 4.25 приведены эконометрические характеристики модели: R^2=0.965, т.е. модель адекватна; F-критерий равен 6.857 при $F_{кр}$=7.709, т.е. модель неадекватно описывает исходные данные; все P-значения выше 0.05, т.е. доверие к коэффициентам регрессии незначительное.

Таблица 4.25

Эконометрические характеристики модели (4.24) зависимости прироста ВВП Украины от приростов фактора живого труда с лагом от нуля до трёх лет в 2002-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.982254
R-квадрат	0.964822
Нормированный R-квадрат	0.824111
Стандартная ошибка	3.515302
Наблюдения	6

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	4	338.9243	84.73108	6.856737	0.278038
Остаток	1	12.35735	12.35735		
Итого	5	351.2817			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	–9.29575	6.675723	–1.39247	0.396488
ΔL	0.421071	0.251226	1.676066	0.342464
ΔL_{n-1}	–0.61587	0.277248	–2.22135	0.269291
ΔL_{n-2}	4.722498	0.979503	4.821319	0.130197
ΔL_{n-3}	–2.19066	0.557018	–3.93284	0.158514

Исключая последовательно наименее значимые параметры из модели (4.24), получили адекватную и значимую по всем параметрам функцию:

$$\Delta Y_n=2.948*L_{n-2}–1.378*\Delta L_{n-3} \quad (4.25)$$

Для неё R^2=0.96, F-критерий значим и P-значения параметров ниже 0.05 (см. таблицу 4.26).

Таблица 4.26

Эконометрические характеристики модели (4.25) зависимости прироста ВВП Украины от ΔL_{n-2} и ΔL_{n-3} без свободного члена в 2002-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.979671
R-квадрат	0.959754
Нормированный R-квадрат	0.699693
Стандартная ошибка	4.864493
Наблюдения	6

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	2257.231	1128.615	47.69477	0.005324
Остаток	4	94.65318	23.66329		
Итого	6	2351.884			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение				
ΔL_{n-2}	2.947567	0.424799	6.938735	0.002266
ΔL_{n-3}	–1.37811	0.47241	–2.91719	0.043365

Сравнивая коэффициенты при соответствующих параметрах регрессии в моделях (4.22) и (4.25), приходим к выводу, что приращение ВВП Украины более эластично по факторам прироста расходов на информационное производство, т.е. динамика экономического роста данной макросистемы прежде всего зависит от прироста расходов на инновации в текущем году и от его значения с лагом в два года.

Выводы

В результате исследования экономики Украины за 1995-2007 гг. с целью построения трехфакторной функции типа Кобба-Дугласа для определения зависимости объёма ВВП от таких факторов, как инвестиции в основной капитал, заработная плата лиц, работающих по найму, расходы на инновации, нами получены следующие модели.

1. $Y_n=14.439*L_n^{0.503}*I_n^{0.416}$. Для этой модели $R^2=0.940$. Т.е. в докризисный период экономика Украины была информационной, ВВП наиболее эластичен к объёму применённого труда при высокой эластичности к расходам на инновации.
2. $Y_n=15.581*L_n^{0.452}*I_n^{0.456}$. При этом $R^2=0.967$. Модель учитывает влияние на объём ВВП факторов применённого живого труда и информации в период с 1998 по 2007 гг.
3. $Y_n=103.421*I_n^{0.764}$. В данной модели $R^2=0.923$. Модель описывает зависимость объёма ВВП только от информационного фактора в период с 1998 по 2007 гг.
4. $Y_n=100.763*I_n^{0.778}$. При этом $R^2=0.889$. В модели охарактеризовано влияние информационного фактора на объём ВВП в период с 1995 по 2007 гг.

Итак, влияние фактора НИОКР и инноваций на экономический рост Украины имеет место и довольно значимо в период до 2007 г. включительно (в отличие от периода по 2009 г., охватывающего годы экономического кризиса).

Тем не менее, сумма коэффициентов при факторах меньше единицы, что указывает на убывание отдачи от масштаба.

5. $Y_n=L_{n-2}^{1.196}$. Для этой модели $R^2=1.000$. Объём ВВП текущего года зависит практически только от применённого живого труда с лагом в два года, причём с возрастающей на 19,6% отдачей от масштаба. Таким образом, основную роль в воспроизводстве ВВП Украины играют инвестиции в человеческий капитал, дающие отдачу с двухлетним лагом.

В отличие от исследуемого периода 1995-2007 гг., период, включающий кризисные 2008 и 2009 г., более сориентирован на использование низкоквалифицированного и, соответственно, низкооплачиваемого труда.

6. $Y_n=15.893*K_{n-3}^{0.041}*L_n^{0.464}*I_n^{0.373}$. В данной модели $R^2=0.97$. Влияние на объём ВВП фактора капитала с лагом в три года наименее значимо и доверие к этому параметру на

уровне 90%, влияние же объёма труда и расходов на инновации текущего года более значимо.

7. $Y_n=18.496*K_{n-2}^{0.06}*L_n^{0.404}*I_n^{0.419}$. При этом $R^2=0.963$. С сокращением лага для фактора капитала его влияние на объём ВВП увеличивается, но остаётся всё равно незначительным по сравнению с двумя другими факторами. При этом стоит учитывать, что количество наблюдений расширено с 1997 по 2007 гг.

Большинство описанных моделей свидетельствует о готовности экономики Украины к структурной перестройке, поскольку инвестиции в основной капитал в сравнении с воздействием других факторов (в тех случаях, когда они вместе присутствуют в модели) практически не приводят к росту объёма ВВП.

8. $Y_n=22.914*K_n^{1.319}*K_{n-1}^{0.453}$. В данной модели $R^2=0.997$. Для периода с 1998 по 2007 гг., который характеризуется как относительно стабильный, рост ВВП Украины может производиться в значительно увеличивающихся масштабах лишь за счёт инвестирования в основной капитал как текущего, так и предыдущего года. ВВП оказался высокоэластичен к объему инвестиций в основной капитал с нулевым и годовым лагами и, как вытекает из двух предыдущих моделей, малоэластичен к объему инвестиций с двух- и трехлетним лагами.

Следует сделать вывод о высокой скорости оборота капитала и ориентации экономики Украины на финансово-торговый капитал. Поскольку при этом реальный сектор развивается замедленными темпами, возникают предпосылки для реструктуризации экономики.

9. $Y_n=40.655*K_n^{0.444}*K_{n-1}^{0.021}$. Для модели $R^2=0.997$. В ней отображено влияние капитала текущего и предыдущего года на ВВП текущего года в период с 1995 по 2007 гг. При этом эффект от масштаба инвестиций в основной капитал становится убывающим за счёт добавленных наблюдений за кризисный период середины 90-х годов.

Если сравнить эту модель с моделью, которая получена с использованием данных с 1996 по 2009 гг., то имеем очень близкие значения соответствующих параметров, т.е. отдача от инвестиций в основной капитал является убывающей именно в период кризиса.

10. $Y_n=10.638*L_n^{0.591}*e^{0114*I_n}$. Для этой модели $R^2=0.910$. Модель показывает, что ВВП Украины, исчисленный исходя из объема ресурсов, вовлекаемых в текущем периоде, в большей мере зависит от вложенного в производство труда и в меньшей, но значимой мере – от использованной при этом информации, так же как и в период с 1995 по2009 гг. Но при этом значение коэффициента при параметре информации значительно выше, чем в аналогичной модели, включающей наблюдения за 2008-2009 гг.

11. $\Delta Y_n=4.096+1.521*\Delta K_n+0.328*\Delta L_n$. Модель имеет R^2, равный 0.93. Она показывает, что прирост ВВП Украины в бескризисный период (1998-2007 гг.) зависит в большей степени от приращения инвестиций в основной капитал текущего года и в меньшей, но значимой – от прироста оплаты труда текущего года. Фактор информации является в данной модели (в данной компании регрессоров) незначимым, по нашему мнению, лишь из-за того, что отдача от инвестиций в информационное производство в текущем году является весьма низкой в сравнении с отдачей других факторов.

В этот период коэффициент при параметре приращения инвестиций в основной капитал значительно превышает аналогичное значение за период с 1995 по 2009 гг. и, в отличие от модели указанного периода, он существенно превышает значимый коэффициент при показателе прироста вовлекаемого в производство живого труда.

12. $\Delta Y_n=46.219*\Delta I_n+55.876*\Delta I_{n-2}–58.34*\Delta I_{n-3}$. Для этой модели $R^2=0.963$. В период с 2001 по 2007 гг. приращение ВВП текущего года зависит от прироста финансирования НИОКР и инноваций текущего года и с лагом в два-три года. При этом значимость параметра ΔI_{n-3} на уровне 93.2%.

13. $\Delta Y_n=20.425*\Delta I_n+35.409*\Delta I_{n-2}$. При этом $R^2=0.865$. Модель характеризует зависимость прироста ВВП от приращений фактора информации с нулевым и двухлетним лагом, возникшую в период с 2001 по2007 гг.
14. $\Delta Y_n=21.479*\Delta I_n+33.831*\Delta I_{n-2}$. Для модели $R^2=0.786$. Модель, построенная по данным с 2000 по 2007 гг., характеризует, каким образом приращение финансирования НИОКР и инноваций в текущем году и с лагом в два года отразится на приросте ВВП текущего года.

Таким образом, увеличение финансирования научно-исследовательских работ благоприятствует экономическому росту экономики. Напомним, что в аналогичных моделях, простроенных для периода 1995-2009 гг., приращение расходов на инновации с двухлетним лагом оказалось незначимым: прирост ВВП зависел от объемов информационного производства с нулевым и однолетним лагами. В модели, построенной для периода, исключающего кризисные годы, прирост финансирования НИОКР и инноваций с лагом в два года оказался не просто значимым, но и имеет более существенное влияние на приращение ВВП текущего года, чем прирост этого же показателя с нулевым лагом.

15. $\Delta Y_n=2.948*L_{n-2}-1.378*\Delta L_{n-3}$. Для этой модели $R^2=0.96$. Она характеризует приращение ВВП Украины с 2001 по 2007 гг. за счёт прироста оплаты труда наёмных рабочих с лагом в два года, при этом прирост оплаты труда с лагом в три года уменьшает экономический рост.

Глава 5
Трехфакторные модели экономического роста: расчёты для периода 2000-2009 гг.

5.1. Построение трёхфакторной функции Кобба – Дугласа по данным текущего периода

Прологарифмировав данные таблицы 3.1 за исследуемый период, построим регрессионную модель и определим её эконометрические характеристики, приведенные в таблице 5.1.

Таблица 5.1

Эконометрические характеристики модели (5.1) зависимости ВВП Украины от факторов в 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.983314633
R-квадрат	0.966907667
Нормированный R-квадрат	0.9503615
Стандартная ошибка	0.04101384
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.294896571	0.098299	58.43696	7.83E-05
Остаток	6	0.01009281	0.001682		
Итого	9	0.304989381			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.427502972	0.604674869	5.66834	0.001297
K_n	0.660161747	0.158733674	4.158927	0.005952
L_n	–0.028753798	0.209502313	–0.137248	0.895324
I_n	–0.299777045	0.157356705	–1.90508	0.105425

После потенцирования трёхфакторная производственная функция для ВВП Украины 2000-2009 гг. имеет вид:

$$Y_n=30.8*K_n^{0.66}*L_n^{-0.028}*I_n^{-0.3} \quad (5.1)$$

Модель адекватна: R^2=0.967, F-критерий значимый, но высокие P-Значения для коэффициентов регрессии, относящихся к факторам L_n и I_n, свидетельствуют о низкой степени доверия к найденным коэффициентам. Исключив из модели наименее значимую переменную L_n, мы получили следующую функцию:

$$Y_n=28.519*K_n^{0.642}* I_n^{-0.29} \quad (5.2)$$

Характеристики модели, представленные в таблице 5.2, свидетельствуют о её адекватности: R^2=0.967, F-критерий значимый, тем не менее, P-Значение для коэффициента при I_n указывает степень доверия к нему лишь на уровне 93.8%.

Таблица 5.2

Эконометрические характеристики модели (5.2) зависимости ВВП Украины от факторов K_n и I_n в 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.983261803
R-квадрат	0.966803773
Нормированный R-квадрат	0.957319137
Стандартная ошибка	0.038030996
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.294865	0.147432	101.9337	6.67E-06
Остаток	7	0.010124	0.001446		
Итого	9	0.304989			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.350587761	0.210579	15.91128	9.4E-07
K_n	0.642523128	0.08639	7.437433	0.000145
I_n	-0.29015763	0.13064	-2.22105	0.061781

Модель (5.2) можно использовать для прогнозирования, она указывает на то, что ВВП текущего года увеличивается, в основном, за счёт роста инвестиций в основной капитал, а увеличение финансирования НИОКР и инноваций приводит к спаду ВВП, по крайней мере в текущем году.

С целью повышения значимости модели исключим из модели фактор I_n, поскольку его значимость в исследуемом периоде является спорной:

$$Y_n=41.261*K_n^{0.465} \qquad (5.3)$$

Эта модель адекватна и значима: R^2=0.964, F-критерий значимый, P-Значения для всех параметров меньше $2.87*10^{-06}$ (Таблица 5.3).

Таблица 5.3

Эконометрические характеристики модели (5.3) зависимости ВВП Украины от K_n в 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.971293
R-квадрат	0.94341
Нормированный R-квадрат	0.936336
Стандартная ошибка	0.046448
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	0.28773	0.28773	133.3666	2.87E-06
Остаток	8	0.017259	0.002157		
Итого	1	0.28773	0.28773	133.3666	2.87E-06

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.719924	0.157791	23.57498	1.11E-08
K_n	0.465178	0.040281	11.54844	2.87E-06

Модель (5.3) однозначно свидетельствует о том, что объём ВВП зависит лишь от объема инвестиций в основной капитал, а факторы применённого живого труда и информации в текущем периоде в сочетании с объемом инвестиций являются незначимыми. Их воздействие в данной модели относится на счет «автономного» мультипликативного фактора, который, как мы видим, значимо влияет на объем текущего реального ВВП.

Эта модель характеризует экономику Украины как диссипативную, характеризующуюся существенно убывающей отдачей от масштаба, - иначе говоря, часть вовлекаемых в производство хозяйственных ресурсов не приносит значимого результата.

5.2. Построение трёхфакторной функции Кобба – Дугласа с учётом временного лага

Пользуясь данными таблицы 3.8, содержащей годовые приращения каждого из показателей в сопоставимых ценах, в таблице 5.4 построим таблицу коэффициентов линейной парной корреляции годовых приращений регрессоров с приращением объема ВВП. При этом, как обычно, будем иметь в виду, что отрицательного лага (роста на ожиданиях) быть не может, и лаг не может быть больше 5 лет (половина продолжительности промышленного цикла).

Таблица 5.4

Линейная парная корреляция с □Y

Лаги (лет)	□K	□L	□I
0	0.988249417	0.609787159	0.816091
1	0.536818704	–0.04845029	0.419793
2	–0.627572049	0.747823854	–0.740373
3	–0.011950274	0.952668144	0.796936
4	0.634999108	–0.615717226	0.231791
5	–0.868969548	–0.610834355	–0.989343

Исследуя временные лаги между приращениями объясняемой переменной Y и приращениями объясняющих ее динамику факторов, обнаруживаем наиболее высокую парную линейную корреляцию между зависимой переменной и факторами капитала и информации с нулевым лагом. Но при этом можно предполагать, что не факторы воздействуют на объем ВВП, а напротив, что текущий объем ВВП предопределяет уровень инвестиций в основной капитал и затрат на НИОКР и инновации, которые в краткосрочном периоде немедленной отдачи не приносят. Кроме этого, наблюдаем локальные экстремумы корреляции прироста ВВП с приращением капитала с лагом четыре года и с приращением информации с двухлетним лагом.

Для приращения живого труда обнаруживается максимальная парная корреляция с приростом ВВП с лагом в три года, при этом корреляция с лагом в два года также значительна.

Для начала прологарифмируем исходные динамические ряды и определим эконометрические характеристики трёхфакторной модели типа Кобба – Дугласа при условии четырёхлетнего лага для K и трёхлетнего лага для факторов L и I (Таблица 5.5).

Таблица 5.5

Эконометрические характеристики модели (5.4) зависимости ВВП Украины от факторов K_{n-4}, L_{n-3} и I_{n-4} с 2000 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.930616317
R-квадрат	0.86604673
Нормированный R-квадрат	0.665116826
Стандартная ошибка	0.047844728
Наблюдения	6

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.029599623	0.009867	4.310193	0.194043
Остаток	2	0.004578236	0.002289		
Итого	5	0.034177859			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	1.394996872	2.515681341	0.55452	0.634954
K_{n-4}	–0.760676659	0.378623948	–2.009056	0.182277
L_{n-3}	1.408043548	0.833186525	1.68995	0.233102
I_{n-3}	0.419864084	0.375002463	1.11963	0.379282

После потенцирования трёхфакторная производственная функция ВВП Украины имеет вид:

$$Y_n=4.035*K_{n-4}^{-0.761}*L_{n-3}^{1.408}*I_{n-3}^{0.42} \quad (5.4)$$

Модель адекватна (R^2=0.866), но неадекватно описывает исходные данные (F-критерий равен 4.31 и меньше критического значения $F_{кр}$=19.164), все коэффициенты регрессии незначимы (P-Значения превышают 0.05), см. таблицу 5.5.

Исключая из модели (5.4) последовательно наименее значимые параметры, приходим к построению производственной функции:

$$Y_n=K_{n-4}^{-0.751}*L_{n-3}^{1.793} \quad (5.5)$$

Для рассматриваемой модели R^2=1 с точностью до четвертого знака после запятой, F-критерий значимый и P-значения для обоих коэффициентов меньше 0.002, что подтверждается характеристиками, приведенными в таблице 5.6.

Таблица 5.6

Эконометрические характеристики модели (5.5) зависимости ВВП Украины от факторов K_{n-4} и L_{n-3} без свободного члена с 2000 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.999980618
R-квадрат	0.99996
Нормированный R-квадрат	0.749951546
Стандартная ошибка	0.043179539
Наблюдения	6

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	192.3881427	96.19407	51593.18	1.57E-07
Остаток	4	0.00745789	0.001864		
Итого	6	192.3956006			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение				
K_{n-4}	–0.750583926	0.098820421	–7.595433	0.001612
L_{n-3}	1.792755362	0.07790709	23.01145	2.11E-05

Модель (5.5) в связи с её высокими объясняющими способностями указывает на то, что ВВП текущего года полностью зависит от инвестиций в основной капитал с лагом в четыре года и вклада в живой труд с трёхлетним лагом. Причём, поскольку коэффициент при K_{n-4} имеет отрицательный знак, значит, отдача от капитала с четырёхлетним лагом отрицательная, т.е. большинство отраслей народного хозяйства Украины имеет более высокую скорость оборота капитала. Следовательно, необходимо уделить особое внимание оптимизации отраслевой структуры экономики.

Рост ВВП Украины осуществляется путем инвестиций в живой труд с лагом в три года. Заметим, что, согласно данной модели, ВВП характеризуется растущей (пусть незначительно, но все же растущей) отдачей от масштаба.

Поскольку всё-таки максимальный коэффициент корреляции приращения ВВП обнаружен с фактором капитала при нулевом лаге, построим функцию подобно модели (5.4), но с K_n:

$$Y_n=16.252*K_n^{0.291}*L_{n-3}^{0.377}*I_{n-3}^{-0.101} \qquad (5.6)$$

Эта модель является адекватной, поскольку для неё R^2=0.996, F-критерий значимый, но P-значения для коэффициента при I_{n-3} равно 0.309 и указывает на недостаточную степень доверия к соответствующему коэффициенту регрессии (см. таблицу 5.7).

Таблица 5.7

Эконометрические характеристики модели (5.6) зависимости ВВП Украины от факторов K_n, L_{n-3} и I_{n-3} с 2000 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.997757596
R-квадрат	0.99552022
Нормированный R-квадрат	0.99104044
Стандартная ошибка	0.010427257
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.072486115	0.024162	222.2252	0.000508
Остаток	3	0.000326183	0.000109		
Итого	6	0.072812298			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	2.788197954	0.285743654	9.75769	0.002287
K_n	0.291145487	0.021582772	13.48972	0.000881
L_{n-3}	0.376569497	0.073827994	5.100633	0.014573
I_{n-3}	–0.100516284	0.082239109	–1.222244	0.308886

После исключения из модели (5.6) фактора I_{n-3} получили такую функцию:

$$Y_n=22.507*K_n^{0.283}* L_{n-3}^{0.292} \quad (5.7)$$

Эконометрические характеристики данной модели, представленные в таблице 5.8, свидетельствуют об её значимости и адекватности: R^2=0.993, F-критерий значимый, P-Значения для всех регрессоров меньше 0.05.

Таблица 5.8

Эконометрические характеристики модели (5.7) зависимости ВВП Украины от K_n и L_n с учётом трёхлетнего временного лага для L с 2000 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.996639086
R-квадрат	0.993289467
Нормированный R-квадрат	0.989934201
Стандартная ошибка	0.011052255
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.072324	0.036162	296.0389	4.5E-05
Остаток	4	0.000489	0.000122		
Итого	6	0.072812			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.113834087	0.109473	28.4438	9.09E-06
K_n	0.282651268	0.021658	13.05066	0.000199
L_{n-3}	0.291687015	0.026552	10.98538	0.00039

Капитал с нулевым лагом является положительным фактором экономического роста, но при этом влияние фактора живого труда с трёхлетним лагом на объём ВВП значительно сократилось и мы наблюдаем убывающий эффект отдачи в модели (5.7).

Исходя из вышеизложенного, следует сделать вывод о том, что в экономике Украины 2000-2009 гг. информация как фактор производства с трёхлетним лагом не влияет на объём ВВП. Попробуем обнаружить, в какой степени влияет финансирование НИОКР и инноваций с лагом от нуля до двух лет на объём ВВП Украины:

$$Y_n=120.157*I_n^{0.354}*I_{n-1}^{0.195}*I_{n-2}^{0.191}*I_{n-3}^{-0.43} \quad (5.8)$$

Характеристики модели, представленные в таблице 5.9, определяют её как адекватную (R^2=0.977, F-критерий значимый), но P-значения отдельных параметров вызывают недоверие к ним.

Таблица 5.9

Эконометрические характеристики модели (5.8) зависимости ВВП Украины от фактора информации с лагом от нуля до трёх лет в 2003-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.988753429
R-квадрат	0.977633344
Нормированный R-квадрат	0.932900033
Стандартная ошибка	0.028535658
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	4	0.07118373	0.017796	21.85471	0.044233
Остаток	2	0.001628568	0.000814		
Итого	6	0.072812298			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	4.788797702	0.104070481	46.01495	0.000472
I_n	0.353616867	0.088164156	4.010892	0.056907
I_{n-1}	0.195297817	0.088931296	2.196053	0.159251
I_{n-2}	0.191381957	0.127182551	1.504782	0.271304
I_{n-3}	–0.042787428	0.191439532	–0.223504	0.843897

Исключив из модели наименее значимый параметр I_{n-3}, мы получили следующую модель:

$$Y_n=121.487*I_n^{0.338}*I_{n-1}^{0.187}*I_{n-2}^{0.168} \quad (5.9)$$

Модель (5.9) является адекватной: R^2=0.977, F-критерий значимый, однако P-значение для I_{n-2} равно 0.073, что указывает на доверие к коэффициенту при данном регрессоре на уровне 92.7% (см. таблицу 5.10).

Таблица 5.10

Эконометрические характеристики модели (5.9) зависимости ВВП Украины от I_n, I_{n-1} и I_{n-2} в 2003-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.988470887
R-квадрат	0.977074694
Нормированный R-квадрат	0.954149388
Стандартная ошибка	0.023588445
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.071143	0.023714	42.61992	0.005852
Остаток	3	0.001669	0.000556		
Итого	6	0.072812			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	4.799803151	0.075789	63.33103	8.67E-06
I_n	0.33824633	0.045603	7.417131	0.00507
I_{n-1}	0.186634542	0.066163	2.820821	0.066693
I_{n-2}	0.168432598	0.062037	2.715034	0.072854

Обратим внимание на закономерность: чем больше лаг для фактора информационного производства, тем ниже эластичность объема ВВП к изменению этого фактора и тем меньше достоверность коэффициента, характеризующего вклад этого фактора в итоговый результат. Из модели (5.9) следует, что в Украине преобладают не фундаментальные исследования, а опытно-конструкторские разработки, приносящие быструю отдачу.

Если же повысить значимость модели, исключив из неё I_{n-2}, то получим функцию:

$$Y_n=132.872*I_n^{0.289}*I_{n-1}^{0.32} \quad (5.10)$$

Эта модель адекватна и значима, для неё R^2=0.921, F-критерий значимый, P-значения для всех параметров меньше 0.013 (Таблица 5.11).

Таблица 5.11

Эконометрические характеристики модели (5.10) зависимости ВВП Украины от I_n и I_{n-1} в 2003-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.959554111
R-квадрат	0.920744091
Нормированный R-квадрат	0.881116137
Стандартная ошибка	0.037982907
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.067041493	0.033521	23.23471	0.006281
Остаток	4	0.005770805	0.001443		
Итого	6	0.072812298			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	4.889388945	0.109865168	44.50354	1.52E-06
I_n	0.288969601	0.067365944	4.28955	0.012751
I_{n-1}	0.32061512	0.070966869	4.517814	0.010676

Попробуем расширить количество наблюдений для модели (5.10), добавив два предыдущих года. При этом мы получим функцию:

$$Y_n=104.564*I_n^{0.456}*I_{n-1}^{0.365} \quad (5.11)$$

Эконометрические характеристики модели, представленные в таблице 5.12, свидетельствуют об её адекватности и значимости: R^2=0.95, F-критерий значимый. P-значения для всех параметров меньше 0.001.

Таблица 5.12

Эконометрические характеристики модели (5.11) зависимости ВВП Украины от I_n и I_{n-1} в 2001-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.974465882
R-квадрат	0.949583756
Нормированный R-квадрат	0.932778341
Стандартная ошибка	0.041254492
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.192334	0.096167	56.50463	0.000128
Остаток	6	0.010212	0.001702		
Итого	8	0.202546			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	4.649797637	0.087685	53.02856	3.02E-09
I_n	0.456576129	0.060544	7.541192	0.000282
I_{n-1}	0.364988805	0.061332	5.951049	0.001007

Качество модели при увеличении интервала наблюдений улучшилось, что является довольно неожиданным. Также в данной модели мы наблюдаем, что финансирование НИОКР и инноваций в краткосрочном периоде положительно влияет на рост экономики.

Проведя аналогичный анализ с целью определить влияние на объём ВВП инвестиций в основной капитал с лагом от одного до трёх лет, мы пришли к построению производственной функции:

$$Y_n=38.301*K_n^{0.312}*K_{n-1}^{0.107}*K_{n-2}^{0.055}*K_{n-3}^{0.014} \quad (5.12)$$

По данным таблицы 5.13 модель является адекватной: R^2=0.999, F-критерий значимый, но P-значение для некоторых коэффициентов регрессии больше 0.05, что подразумевает низкую степень доверия к их значениям. Заметим, что, чем больше лаг, тем меньше уровень доверия к вкладу соответствующего регрессора в итоговый результат. Такую же закономерность мы наблюдали и в моделях (5.8) и (5.9) по отношению к фактору информации.

Таблица 5.13

Эконометрические характеристики модели (5.12) зависимости ВВП Украины от капитала с лагом от нуля до трёх лет в 2003-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.999312058
R-квадрат	0.998624588
Нормированный R-квадрат	0.995873765
Стандартная ошибка	0.007076259
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	4	0.072712151	0.018178	363.0275	0.002749
Остаток	2	0.000100147	5.01E-05		
Итого	6	0.072812298			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.645474861	0.063324835	57.56785	0.000302
K_n	0.312132715	0.017090962	18.26303	0.002985
K_{n-1}	0.107044434	0.034519581	3.100977	0.090151
K_{n-2}	0.055098009	0.041603926	1.324346	0.316465
K_{n-3}	0.014498235	0.036666238	0.395411	0.730729

Исключив из модели (5.12) наименее значимый параметр K_{n-3}, получили функцию:

$$Y_n=37.789*K_n^{0.315}*K_{n-1}^{0.109}*K_{n-2}^{0.067} \quad (5.13)$$

Эта модель также адекватна, для неё R^2=0.999, F-критерий значимый, P-значение для всех коэффициентов, кроме коэффициента при K_{n-2}, меньше 0.05. Доверие к параметру K_{n-2} на уровне 93.3% (Таблица 5.14).

Таблица 5.14

Эконометрические характеристики модели (5.13) зависимости ВВП Украины от K_n, K_{n-1} и K_{n-2} в 2003-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.999258258
R-квадрат	0.998517066
Нормированный R-квадрат	0.997034131
Стандартная ошибка	0.005999329
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.072704	0.024235	673.3387	9.69E-05
Остаток	3	0.000108	3.6E-05		
Итого	6	0.072812			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.63202293	0.045282	80.20919	4.27E-06
K_n	0.315016888	0.013104	24.03973	0.000158
K_{n-1}	0.109191957	0.028902	3.778062	0.032486
K_{n-2}	0.067188198	0.023919	2.808944	0.067352

Если с целью повышения качества модели исключить из неё и фактор капитала из двухлетним лагом, получим адекватную и значимую по всем параметрам модель:

$$Y_n=38.784*K_n^{0.297}*K_{n-1}^{0.186} \quad (5.14)$$

Эконометрические характеристики модели (5.14) приведены в таблице 5.15: R^2=0.995, F-критерий значимый, P-значения для параметров при меньше 0.05.

Таблица 5.15

Эконометрические характеристики модели (5.14) зависимости ВВП Украины от K_n и K_{n-1} в 2003-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.997304801
R-квадрат	0.9946169
Нормированный R-квадрат	0.991925298
Стандартная ошибка	0.00989897
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.072420339	0.03621	369.5307	2.9E-05
Остаток	4	0.000391958	9.8E-05		
Итого	6	0.072812298			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.658009212	0.073139742	50.01397	9.56E-07
K_n	0.296889845	0.018818078	15.77684	9.43E-05
K_{n-1}	0.186180561	0.015130011	12.30538	0.000251

Как видим, инвестиции в основной капитал влияют на ВВП с коротким лагом и приносят (даже взятые в совокупности) убывающую отдачу.

Добавив данные за 2001 и 2002 год к выборке наблюдений, получим подобную модели (5.14) функцию:

$$Y_n=41.096*K_n^{0.291}*K_{n-1}^{0.179} \quad (5.15)$$

Качество модели улучшилось: R^2=0.997, F-критерий значимый, P-значения для всех параметров меньше $1.14*10^{-05}$ (Таблица 5.16).

Таблица 5.16

Эконометрические характеристики модели (5.15) зависимости ВВП Украины от K_n и K_{n-1} в 2001-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.998593277
R-квадрат	0.9971885
Нормированный R-квадрат	0.996251377
Стандартная ошибка	0.009742098
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.201976352	0.100988	1064.059	2.22E-08
Остаток	6	0.000569451	9.49E-05		
Итого	8	0.202545803			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.715902032	0.041641068	89.23647	1.33E-10
K_n	0.290504464	0.016610708	17.48899	2.24E-06
K_{n-1}	0.178575438	0.013479206	13.24822	1.14E-05

Далее определим влияние на рост ВВП фактора живого труда с лагом от нуля до трёх лет:

$$Y_n=6.584*L_n^{0.53}*L_{n-1}^{0.268}*L_{n-2}^{0.321}*L_{n-3}^{-0.267} \quad (5.16)$$

Эконометрические характеристики модели, которые приведены в таблице 5.17, свидетельствуют об её адекватности (R^2=0.967) и в то же время о неадекватном описании исходных данных (F-критерий не значим с вероятностью 95%), к тому же все P-значения указывают на низкий уровень доверия к коэффициентам.

Таблица 5.17

Эконометрические характеристики модели (5.16) зависимости ВВП Украины от живого труда с лагом от нуля до трёх лет с 2003 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.983534553
R-квадрат	0.967340217
Нормированный R-квадрат	0.902020651
Стандартная ошибка	0.034482125
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	4	0.070434264	0.017609	14.80935	0.064253
Остаток	2	0.002378034	0.001189		
Итого	6	0.072812298			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	1.884641946	0.991752208	1.900315	0.197772
L_n	0.533247101	0.277100875	1.924379	0.194195
L_{n-1}	–0.840185149	0.394735917	–2.128474	0.167089
L_{n-2}	1.235191254	0.446747801	2.764851	0.109705
L_{n-3}	–0.13512397	0.255270186	–0.529337	0.649453

Последовательно исключая наименее значимые параметры из модели, мы получили функцию:

$$Y_n=L_n^{0.586}*L_{n-2}^{0.608} \qquad (5.17)$$

Она является адекватной и значимой, поскольку $R^2=1$ с точностью до четвертого знака после запятой, F-критерий значимый и P-значения для всех параметров меньше 0.008 (см. таблицу 5.18).

Таблица 5.18

Эконометрические характеристики модели (5.17) зависимости ВВП Украины от L_n и L_{n-2} без свободного члена с 2003 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.999976685
R-квадрат	0.9999534
Нормированный R-квадрат	0.799944045
Стандартная ошибка	0.045510653
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	222.086336	111.0432	53612.46	1.39E-09
Остаток	5	0.010356098	0.002071		
Итого	7	222.0966921			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение				
L_n	0.60804242	0.132767606	4.57975	0.005949
L_{n-2}	0.576136647	0.130862932	4.402596	0.007005

Увеличив временной интервал для исследований (добавив данные за 2002 год), мы получили ещё одну значимую по всем параметрам и адекватную модель:

$$Y_n=L_n^{0.644}*L_{n-2}^{0.540} \quad (5.18)$$

Эконометрические характеристики модели, судя по приведенным в таблице 5.19 данным, практически не изменились: R^2=1.000, F-критерий значимый и P-значения для всех параметров меньше 0.007.

Таблица 5.19

Эконометрические характеристики модели (5.18) зависимости ВВП Украины от L_n и L_{n-2} без свободного члена с 2002 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.99997185
R-квадрат	0.999943701
Нормированный R-квадрат	0.833267652
Стандартная ошибка	0.04852351
Наблюдения	8

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	250.9189477	125.4595	53284.27	1.51E-11
Остаток	6	0.014127186	0.002355		
Итого	8	250.9330749			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение				
L_n	0.644270243	0.128721206	5.00516	0.00244
L_{n-2}	0.540439501	0.131091331	4.122618	0.006198

Поскольку значение коэффициента детерминации в моделях (5.17) и (5.18) максимально приближено к единице, это означает, что вариация ВВП Украины в 2002-2009 годах зависела практически лишь от изменения указанных факторов. При этом мы наблюдаем рост отдачи от масштаба (как, впрочем, и всегда, когда модель включает лишь фактор труда, независимо от наличия лагов), в отличие от других моделей.

Таким образом, основным фактором роста экономики Украины в исследуемом периоде являлся живой труд, вовлечённый в производство в текущем году и с лагом в два-три года. Следовательно, в период кризиса технические и инновационные факторы экономического роста замещаются относительно дешёвым и низкооплачиваемым трудом неквалифицированных рабочих, а также работников со среднетехническим образованием, инвестиции в человеческий капитал которых дают отдачу именно на двух-трехлетнем горизонте.

5.3. Построение трёхфакторной экспоненциальной функции типа Кобба – Дугласа

Проведя дисперсионный анализ исходных данных таблицы 3.1 за 2000-2009 гг. и вычислив регрессионную статистику в таблице 5.20, мы получили следующую экспоненциальную функцию типа Кобба – Дугласа:

$$Y_n=34.543*K_n^{0.62}*L_n^{-0.44}*e^{-0.071*I_n} \quad (5.19)$$

Таблица 5.20

Эконометрические характеристики модели (5.19) степенной зависимости ВВП Украины от K_n и L_n и экспоненциальной зависимости от I_n с 2000 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.954265309
R-квадрат	0.910622279
Нормированный R-квадрат	0.886246537
Стандартная ошибка	0.072807061
Наблюдения	15

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.292621	0.09754	47.31852	0.000144
Остаток	6	0.012368	0.002061		
Итого	9	0.304989			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.542193	0.694161	5.10284	0.002215
K_n	0.620258	0.184064	3.369804	0.015046
L_n	–0.04394	0.25131	–0.17485	0.866948
I_n	–0.07056	0.051764	–1.36303	0.221806

Модель (5.19) адекватна: R^2=0.911, F-критерий значимый, но высокое P-значение для L_n предполагает исключение этого фактора из модели вследствие низкого доверия к соответствующему коэффициенту регрессии. При этом мы получили модель:

$$Y_n=30.834*K_n^{0.592}*e^{-0.065*I_n} \quad (5.20)$$

Эта модель адекватна: R^2=0.959 (что несколько выше, чем в модели (5.19)), F-критерий значимый, P-значение свидетельствует о высокой степени доверия к коэффициентам регрессии, в частности к коэффициенту при факторе информации – как минимум на 85.7% (Таблица 5.21).

Таблица 5.21

Эконометрические характеристики модели (5.20) степенной зависимости ВВП от K_n и экспоненциальной зависимости ВВП от I_n с 2000 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.979408
R-квадрат	0.959241
Нормированный R-квадрат	0.947595
Стандартная ошибка	0.042141
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.292558	0.146279	82.36986	1.37E-05
Остаток	7	0.012431	0.001776		
Итого	9	0.304989			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.428629	0.227385	15.07851	1.36E-06
K_n	0.59238	0.085362	6.939595	0.000223
I_n	–0.06546	0.039698	–1.64889	0.143159

Следовательно, объём ВВП Украины, исчисленный по своим значимым факторам посредством степенно-показательной функции, зависит от инвестиций в основной капитал текущего года, а использованная при этом информация является фактором, «оттягивающим» ресурсы, во всяком случае в текущем году. При этом снова наблюдается устойчивая тенденция к уменьшающейся отдаче от масштаба.

5.4. Построение трёхфакторной экспоненциальной функции типа Кобба – Дугласа с учётом временного лага

Учитывая рассчитанные ранее в таблице 5.4 временные лаги между приростом объёма ВВП и приращениями объясняющих регрессоров, предположим возможность существования экспоненциальных моделей с учётом временного разрыва между изменением объясняющих и объясняемой переменной.

Сначала построим модель, для которой значение капитала было взято с лагом в четыре года, живого труда – с лагом в три года, а расходов на НИОКР и инновации – с нулевым лагом:

$$Y_n=7.789*K_{n-4}^{-0.347}*L_{n-3}^{-0.999}*e^{0.054*I_n} \qquad (5.21)$$

Эконометрические характеристики модели (5.21), согласно таблице 5.22, свидетельствуют об её адекватности: R^2=0.956, но F-критерий не значим, т.е. модель неадекватно описывает исходные данные, и P-значения для всех параметров превышают 0.05, что указывает на недоверие к коэффициентам регрессии. Это естественно, поскольку в данной модели на четыре параметра имеем всего 6 наблюдений.

Таблица 5.22

Эконометрические характеристики модели (5.21) степенной зависимости ВВП от K_{n-4}, L_{n-3} и экспоненциальной зависимости ВВП от I_n с 2004 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.977572
R-квадрат	0.955647
Нормированный R-квадрат	0.889118
Стандартная ошибка	0.027531
Наблюдения	6

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.032662	0.010887	14.36432	0.065786
Остаток	2	0.001516	0.000758		
Итого	5	0.034178			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	2.052718	1.444802	1.420761	0.291262
K_{n-4}	–0.34667	0.266113	–1.30271	0.322485
L_{n-3}	0.998557	0.520595	1.918106	0.195119
I_n	0.053557	0.019144	2.797562	0.107551

После исключения из модели наименее значимого фактора K_{n-4}, мы получили адекватную и значимую модель (5.22), для которой R^2=0.918, F-критерий значимый, все P-значения не превышают 0.03 (см. таблицу 5.23):

$$Y_n=48.332*L_{n-3}^{0.327}*e^{0.068*I_n} \quad (5.22)$$

Таблица 5.23

Эконометрические характеристики модели (5.22) степенной зависимости ВВП от L_{n-3} и экспоненциальной зависимости ВВП от I_n с 2004 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.95813
R-квадрат	0.918013
Нормированный R-квадрат	0.863355
Стандартная ошибка	0.030562
Наблюдения	6

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.031376	0.015688	16.79556	0.023476
Остаток	3	0.002802	0.000934		
Итого	5	0.034178			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.878091	0.390978	9.918958	0.00218
L_{n-3}	0.327414	0.08305	3.942353	0.029091
I_n	0.067893	0.01739	3.904202	0.029837

Также нами получена аналогичная экспоненциальная модель для большего количества наблюдений, включающих и 2003 год:

$$Y_n=38.169*L_{n-3}^{0.373}*e^{0.073*In} \quad (5.23)$$

Она также адекватна и значима по всем параметрам, причём эконометрические характеристики, представленные в таблице 5.24, характеризуют её как более качественную: R^2=0.95, F-критерий значимый, P-значения всех коэффициентов регрессии меньше 0.005.

Таблица 5.24

Эконометрические характеристики модели (5.23) степенной зависимости ВВП от L_{n-3} и экспоненциальной зависимости ВВП от I_n с 2003 по 2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.974877
R-квадрат	0.950385
Нормированный R-квадрат	0.925577
Стандартная ошибка	0.030052
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.0692	0.0346	38.3102	0.002462
Остаток	4	0.003613	0.000903		
Итого	6	0.072812			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.642032	0.292762	12.44024	0.00024
L_{n-3}	0.373362	0.0657	5.682813	0.004733
I_n	0.072514	0.016389	4.424592	0.01147

Дальнейшее изменение лагов для факторов производственной функции не привело к построению иных значимых и адекватных моделей.

Таким образом, изменение объёма ВВП в большей мере зависит от изменения затрат на заработную плату лиц, работающих по найму, с лагом в три года и в меньшей, но значимой мере – от изменения объёма финансирования инноваций текущего года. Но при этом также обращаем внимание на уменьшение отдачи от масштаба.

5.5. Построение производственной функции для ВВП в приращениях

Для построения функции годового прироста ВВП Украины в зависимости от приращений вовлекаемых в оборот факторов производства воспользуемся данными таблицы 3.5. При этом получим следующую модель для периода с 2000 по 2009 гг.:

$$\Delta Y_n=4.994+1.638*\Delta K_n+0.286*\Delta L_n-3.449*\Delta I_n \quad (5.24)$$

Эконометрические характеристики функции, приведенные в таблице 5.25, свидетельствуют об адекватности модели (R^2=0.986, F-критерий значимый), но высокие P-Значения для ΔL_n и ΔI_n указывает на низкую степень доверия к найденным коэффициентам регрессии.

Таблица 5.25

Эконометрические характеристики модели (5.24) зависимости ВВП Украины от факторов в приращениях в 2001-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.99304
R-квадрат	0.986129
Нормированный R-квадрат	0.977806
Стандартная ошибка	3.434792
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	4193.634	1397.878	118.4864	4.59E-05
Остаток	5	58.98898	11.7978		
Итого	8	4252.623			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	4.993663	1.271733	3.926659	0.011107
ΔK_n	1.638497	0.187102	8.757247	0.000322
ΔL_n	0.285544	0.147217	1.939611	0.110126
ΔI_n	–3.44917	3.043602	–1.13325	0.308505

Исключив из модели (5.24) наименее значимый фактор – приращение информации – получаем производственную функцию в приращениях:

$$\Delta Y_n=5.308+1.454*\Delta K_n+0.295*\Delta L_n, \qquad (5.25)$$

Здесь R^2=0.983, F-критерий значимый, P-Значения для объясняющих переменных составляют $4.93*10^{-06}$ и 0.098 (см. таблицу 5.26).

Таблица 5.26

Эконометрические характеристики модели (5.25) зависимости прироста ВВП Украины от ΔK_n и ΔL_n в 2001-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.991245
R-квадрат	0.982566
Нормированный R-квадрат	0.976755
Стандартная ошибка	3.515216
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	4178.483	2089.241	169.077	5.3E-06
Остаток	6	74.14047	12.35675		
Итого	8	4252.623			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	5.307749	1.270227	4.178584	0.005823
ΔK_n	1.454446	0.095074	15.29798	4.93E-06
ΔL_n	0.294763	0.150434	1.95942	0.097774

В модели (5.25) прирост ВВП не зависит от изменения объемов финансирования НИОКР и инноваций в текущем году, что можно объяснить наличием временного лага между инвестициями в НИОКР и отдачей от них, которая повлияла бы на изменения ВВП.

Если же исключить из модели фактор ΔL_n, для которого степень доверия находится на уровне 90.3% (меньше 95%), мы получим окончательную (и наиболее адекватную) форму производственной функции в приращениях без учета лагов:

$$\Delta Y_n=6.202+1.541*\Delta K_n, \qquad (5.26)$$

Эта модель адекватна и значима по всем параметрам: R^2=0.971 (это лишь незначительно меньше, чем в предыдущих двух моделях), F-критерий значимый, все P-Значения ниже 0.004 (Таблица 5.27).

Таблица 5.27

Эконометрические характеристики модели (5.26) зависимости прироста ВВП Украины от приращения капитала в 2001-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.985601
R-квадрат	0.97141
Нормированный R-квадрат	0.967326
Стандартная ошибка	4.167597
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	4131.041	4131.041	237.8417	1.16E-06
Остаток	7	121.5821	17.36887		
Итого	8	4252.623			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	6.201654	1.405484	4.412469	0.00311
ΔK_n	1.540718	0.099903	15.42212	1.16E-06

Следовательно, можем утверждать, что приращение ВВП Украины в период 2000-2009 гг. под воздействием приращений факторов, взятых без учета лагов, объясняется, главным образом, приростом инвестиций в основной капитал.

5.6. Построение производственной функции для ВВП в приращениях с учётом временного лага

Изначально нами предпринята попытка построения модели годового прироста объёма ВВП в зависимости от приращений инвестиций в основной капитал с лагом в четыре года, заработной платы лиц, работающих по найму, и расходов на инновации с лагом в три года:

$$\Delta Y_n = -22.704 - 2.093*\Delta K_{n-4} + 4.175*\Delta L_{n-3} + 19.176*\Delta I_{n-3} \quad (5.27)$$

Модель адекватна, поскольку R^2=0.981; но неадекватно описывает исходные данные, т.к. значение критерия Фишера незначимо. Также, учитывая уровень P-Значений, делаем вывод о низком уровне доверия ко всем коэффициентам регрессии (см. таблицу 5.28). Это естественно, поскольку имеем 5 наблюдений при 4 параметрах, - соответственно, нужно определиться в том, какие из них подлежат удалению из модели.

Таблица 5.28

Эконометрические характеристики модели (5.27) зависимости прироста ВВП Украины от факторов в приращениях с учётом временного лага: для ΔK_{n-4}, ΔL_{n-3}, ΔI_{n-3} в 2004-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.990298
R-квадрат	0.980691
Нормированный R-квадрат	0.922764
Стандартная ошибка	8.082966
Наблюдения	5

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	3318.3	1106.1	16.92984	0.176354
Остаток	1	65.33434	65.33434		
Итого	4	3383.635			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	–22.7035	6.067793	–3.74165	0.166258
ΔK_{n-4}	–2.09278	1.307134	–1.60104	0.355429
ΔL_{n-3}	4.175116	1.034254	4.03684	0.154591
ΔI_{n-3}	19.17635	14.27198	1.343636	0.407316

После последовательного исключения из модели (5.27) наименее значимых параметров, мы получили такую функцию:

$$\Delta Y_n = -27.498 + 3.573*\Delta L_{n-3} \quad (5.28)$$

Эконометрические характеристики модели, приведенные в таблице 5.29, указывают на её адекватность и значимость: R^2=0.891, F-критерий значим, P-Значения меньше 0.05.

Таблица 5.29

Эконометрические характеристики модели (5.28) зависимости прироста ВВП Украины от ΔL_{n-3} в 2004-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.943728
R-квадрат	0.890623
Нормированный R-квадрат	0.854163
Стандартная ошибка	11.10696
Наблюдения	5

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	3013.541	3013.541	24.42795	0.015888
Остаток	3	370.0934	123.3645		
Итого	4	3383.635			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	–27.4979	7.736446	–3.55433	0.037973
ΔL_{n-3}	3.573013	0.722921	4.942464	0.015888

Следовательно, в период с 2004 по 2009 гг. основной прирост ВВП Украины осуществлялся за счёт подготовки рабочей силы, инвестиции в которую дают отдачу с трехлетним лагом: как правило, это работники со средним техническим образованием.

Если же добавить к наблюдениям 2003 год, модель без свободного члена (исключённого вследствие его незначимости) будет иметь вид:

$$\Delta Y_n = 1.823 * \Delta L_{n-3} \qquad (5.29)$$

Качество модели по сравнению с моделью (5.28) значительно ухудшилось и модель стала неадекватной: R^2=0.481, F-критерий равен 4.639 и незначим, P-Значение для ΔL_{n-3} составляет 0.084.

В том случае, если модель годового прироста ВВП будет включать труд и информацию с теми же лагами (в три года), а капитал с нулевым лагом (корреляция с которым наивысшая), получим:

$$\Delta Y_n = 6.691 + 1.709 * \Delta K_n + 0.389 * \Delta L_{n-3} - 18.987 * \Delta I_{n-3} \qquad (5.30)$$

Модель адекватна, так как для неё R^2=0.994, F-критерий значим, но P-Значения для большинства параметров превышают 0.05 (Таблица 5.30).

Таблица 5.30

Эконометрические характеристики модели (5.30) зависимости прироста ВВП Украины от факторов ΔK_n, ΔL_{n-3} и ΔI_{n-3} в 2003-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.997083
R-квадрат	0.994175
Нормированный R-квадрат	0.985438
Стандартная ошибка	3.442904
Наблюдения	6

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	4046.401	1348.8	113.7883	0.008724
Остаток	2	23.70718	11.85359		
Итого	5	4070.109			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	6.691052	3.706748	1.8051	0.212818
ΔK_n	1.708868	0.186298	9.172771	0.011677
ΔL_{n-3}	0.388535	0.389148	0.998426	0.423256
ΔI_{n-3}	–18.9869	7.630627	–2.48825	0.130609

Поскольку для фактора заработной платы лиц, работающих по найму, с лагом в три года P-Значение самое высокое, исключаем его из модели:

$$\Delta Y_n = 9.852 + 1.832 * \Delta K_n - 19.166 * \Delta I_{n-3} \qquad (5.31)$$

Судя по эконометрическим характеристикам, представленным в таблице 5.31, модель также адекватна: R^2=0.991, F-критерий значим, однако доверие к фактору расходов на НИОКР и инновации на уровне 91.4%.

Таблица 5.31

Эконометрические характеристики модели (5.31) зависимости прироста ВВП Украины от ΔK_n и ΔI_{n-3} в 2003-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.995626
R-квадрат	0.991272
Нормированный R-квадрат	0.985454
Стандартная ошибка	3.441099
Наблюдения	6

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	4034.585	2017.293	170.3628	0.000815
Остаток	3	35.52348	11.84116		
Итого	5	4070.109			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	9.852003	1.926897	5.112886	0.014477
ΔK_n	1.832231	0.139356	13.14787	0.00095
ΔI_{n-3}	–19.166	7.624517	–2.51373	0.086653

Исключение из модели фактора информации приведёт к построению модели, аналогичной модели (5.26). Впрочем, в период с 2003 по 2009 гг. в экономике Украины, как утверждалось выше, прирост ВВП осуществлялся за счёт инвестиций в основной капитал текущего года, а расходы на научно-исследовательские работы с лагом в три года оказывали снижающее воздействие.

Построение модели ВВП в приращениях с одним лаговым фактором (ΔK_{n-4}) и двумя другими, взятыми без лага, после исключения части незначимых параметров привело к такому результату:

$$\Delta Y_n=1.101*\Delta K_{n-4}+18.372*\Delta I_n \qquad (5.32)$$

Исходя из эконометрических характеристик модели, она адекватна (R^2=0.722), критерий Фишера равен 3.887 и незначим. При этом P-Значение для ΔK_{n-4} равно 0.361 и вызывает недоверие к соответствующему регрессору. После того, как мы исключили из модели и его, получилась безлаговая модель с невысокими объясняющими характеристиками, приведенными в таблице 5.32:

$$\Delta Y_n=19.622*\Delta I_n \qquad (5.33)$$

Таблица 5.32

Эконометрические характеристики модели (5.33) зависимости прироста ВВП Украины от прироста информации в 2004-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.783562
R-квадрат	0.61397
Нормированный R-квадрат	0.36397
Стандартная ошибка	18.11462
Наблюдения	5

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	2087.586	2087.586	6.361884	0.086005
Остаток	4	1312.558	328.1395		
Итого	5	3400.144			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение				
ΔI	19.62177	7.779386	2.522278	0.065198

Увеличение количества наблюдений для модели (5.33) привело к тому, что её качество ещё более снизилось и применение такой модели в качестве прогнозной оказалось неприемлемым.

Также нами выполнена попытка построения модели ВВП в приращениях с трёхлетним лагом для фактора прироста расходов на НИОКР и инновации и с нулевыми лагами для двух других факторов:

$$\Delta Y_n=8.454+1.672*\Delta K_n+0.228*\Delta L_n-12.02*\Delta I_{n-3} \quad (5.34)$$

Характеристики этой модели таковы: R^2=0.994, F-критерий значим, но P-значения для последних двух факторов составляют 0.422 и 0.369, поэтому мы исключили из модели прежде всего приращение живого труда. После этого производственная функция представилась в виде функции (5.31).

Если же попробовать исключить из модели лаговый фактор ΔI_{n-3}, добиваясь более высокой значимости её параметров, мы получим:

$$\Delta Y_n=6.537+1.555*\Delta K_n \quad (5.35)$$

Эта модель адекватна: R^2=0.973, F-критерий значим, P-значения коэффициентов регрессии меньше 0.05 (Таблица 5.33).

Таблица 5.33

Эконометрические характеристики модели (5.35) зависимости прироста ВВП Украины от приращения капитала в 2003-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.986351
R-квадрат	0.972889
Нормированный R-квадрат	0.966111
Стандартная ошибка	5.25228
Наблюдения	6

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	3959.763	3959.763	143.5402	0.000278
Остаток	4	110.3458	27.58644		
Итого	5	4070.109			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	6.536747	2.144241	3.048513	0.038084
ΔK	1.554668	0.129763	11.98083	0.000278

Эта модель, несмотря на то, что включает большее количество наблюдений, подобна модели (5.26).

Также мы допустили, что прирост ВВП зависит не только от прироста одного из факторов в текущем году, а и от его предыдущих состояний. При этом функция с факторами прироста информации, в т.ч. с лагами от одного до трёх лет, не объясняет приращения ВВП, т.к. коэффициенты при всех регрессорах оказываются незначимыми и их последовательное

исключение не приводит к улучшению качества модели. То же касается и функции с факторами труда, для которой не только коэффициенты регрессии остаются незначимыми, но и при исключении отдельных параметров значительно ухудшается регрессионная статистика.

В то же время, если такой подход применить с целью получения зависимости прироста ВВП от приращений капитала с лагами от нуля до трёх лет, мы получим функцию:

$$\Delta Y_n=37.82+1.574*\Delta К_n–1.101*\Delta К_{n-1}–1.009*\Delta К_{n-2}–2.194*\Delta К_{n-3} \quad (5.36)$$

Эконометрические характеристики модели, приведенные в таблице 5.34, описывают её как адекватную: R^2=1.000, F-критерий значим, но P-значения некоторых параметров выше 0.05, что ставит под сомнение значимость соответствующих коэффициентов.

Таблица 5.34

Эконометрические характеристики модели (5.36) зависимости прироста ВВП Украины от приростов капитала с лагом от нуля до трёх лет в 2003-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.99986
R-квадрат	0.9997
Нормированный R-квадрат	0.998599
Стандартная ошибка	1.067955
Наблюдения	6

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	4	4068.968	1017.242	891.9042	0.025107
Остаток	1	1.140528	1.140528		
Итого	5	4070.109			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	37.82014	6.485483	5.831507	0.108117
ΔК	1.574149	0.038909	40.45715	0.015732
$\Delta К_{n-1}$	–1.10199	0.270718	–4.07062	0.153357
$\Delta К_{n-2}$	–1.00925	0.281775	–3.58175	0.173326
$\Delta К_{n-3}$	–2.19382	0.346196	–6.33693	0.09964

Последовательно исключая наименее значимые параметры из модели (5.36), мы получили адекватную и значимую функцию:

$$\Delta Y_n=12.333+1.576*\Delta К_n–0.85*\Delta К_{n-3} \quad (5.37)$$

Для этой модели R^2=0.995, F-критерий значим и все P-значения ниже 0.036 (см. таблицу 5.35).

Таблица 5.35

Эконометрические характеристики модели (5.37) зависимости прироста ВВП Украины от ΔK_n и ΔK_{n-3} в 2003-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.997526
R-квадрат	0.995059
Нормированный R-квадрат	0.991765
Стандартная ошибка	2.589155
Наблюдения	6

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	4049.997	2024.999	302.0708	0.000347
Остаток	3	20.11117	6.703722		
Итого	5	4070.109			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y–пересечение	12.33268	1.900783	6.488209	0.007433
ΔI	1.576094	0.064234	24.53683	0.000148
ΔI_{n-1}	–0.84967	0.231592	–3.66884	0.035028

Таким образом, в период с 2003 по 2009 гг. ВВП увеличивался главным образом за счёт приращения инвестиций в основной капитал текущего года, а инвестирование в отрасли с более медленным оборотом капитала приводили лишь к потерям валового выпуска макросистемы.

Выводы

При исследовании экономики Украины за 2000-2009 гг. с целью построения трехфакторной функции Кобба-Дугласа для определения зависимости объёма ВВП от таких факторов, как инвестиции в основной капитал, заработная плата лиц, работающих по найму, расходы на инновации, нами получены следующие модели.

1. $Y_n=41.261*K_n^{0.465}$. В данной модели $R^2=0.964$. Параметры модели однозначно указывают на то, что изменение объёма ВВП на 96.4% зависит от вариации объема инвестиций в основной капитал текущего года, а факторы применённого живого труда и информации в текущем периоде, в отличие от других исследуемых периодов, являются незначимыми в сочетании с фактором инвестиций в основной капитал.

При этом макроэкономика Украины является диссипативной системой, поскольку часть вовлеченных в производство хозяйственных ресурсов не приносит значимого результата

2. $Y_n=K_{n-4}^{-0.751}*L_{n-3}^{1.793}$. Данная модель учитывает временной лаг, который возникает между изменением факторов производства (четырёхлетний лаг для инвестиций в основной капитал и трёхлетний – для заработной платы лиц, работающих по найму) и отдачей от них, которая влияет на изменение объёма ВВП. При этом $R^2=1.000$.

Высокие объясняющие способности модели свидетельствуют о тесной зависимости объёма ВВП текущего года от задействованных факторов. При этом отдача от капитала с

четырёхлетним лагом отрицательная (большинство отраслей народного хозяйства Украины имеет более высокую скорость оборота капитала), следовательно, необходимо уделить особое внимание оптимизации отраслевой структуры экономики. Рост ВВП Украины осуществляется путем вложений в живой труд с лагом в три года, а это значит, что экономика развивается, в основном, за счёт привлечения работников со среднетехническим образованием, как указывалось ранее.

3. $Y_n=22.507*K_n^{0.283}*L_{n-3}^{0.292}$. Для этой модели $R^2=0.993$. Обратим внимание на то, что капитал с нулевым лагом является фактором экономического роста с положительной отдачей, но при его использовании в качестве объясняющей переменной совместно с другими факторами совокупная отдача от масштаба всё же отрицательна.

4. $Y_n=104.564*I_n^{0.456}*I_{n-1}^{0.365}$. Для модели $R^2=0.95$. Рост объёма ВВП текущего года осуществлялся за счёт расходов на инновации, понесенных в текущем и предыдущем годах. Из этого следует, что в Украине преобладают не фундаментальные исследования, а опытно-конструкторские разработки, приносящие быструю отдачу, причём, эффект от масштаба снова отрицателен.

5. $Y_n=41.096*K_n^{0.291}*K_{n-1}^{0.179}$. В данной модели $R^2=0.997$. Она характеризует зависимость ВВП текущего года от инвестиций в основной капитал в текущем году и с однолетним лагом. При этом наблюдаем незначительную совокупную отдачу от инвестиций с коротким лагом.

6. $Y_n=L_n^{0.644}*L_{n-2}^{0.540}$. Для этой модели $R^2=1.000$. Здесь мы наблюдаем рост отдачи от масштаба, в отличие от других моделей.

Таким образом, основным фактором роста экономики Украины в исследуемом периоде являлся живой труд, применённый с нулевым лагом и с лагом в два-три года. Следовательно, в период кризиса технические и инновационные факторы экономического роста замещаются относительно дешёвым и низкооплачиваемым трудом неквалифицированных работников.

7. $Y_n=30.834*K_n^{0.592}*e^{-0.065*I_n}$. Экспоненциальная модель, для которой $R^2=0.959$, показывает, что ВВП Украины, исчисленный исходя из объема ресурсов, вовлекаемых в текущем периоде, зависит от инвестиций в основной капитал, а расходы на НИОКР и инновации только отвлекают ресурсы от достижения производственных целей, во всяком случае в текущем году.

8. $Y_n=38.169*L_{n-3}^{0.373}*e^{0.073*I_n}$. Эта модель учитывает трёхлетний лаг для фактора применённого живого труда. Для неё $R^2=0.95$. Изменение объёма ВВП в большей мере зависит от изменения затрат на заработную плату лиц, работающих по найму, с лагом в три года и в меньшей, но значимой мере – от изменения объёма финансирования инноваций текущего года.

9. $\Delta Y_n=6.202+1.541*\Delta K_n$. При этом $R^2=0.971$. Модель, построенная в приращениях без учета лагов, указывает на зависимость прироста ВВП только от прироста инвестиций в основной капитал. Соответственно, в сочетании с данным регрессором незначимыми оказались факторы заработной платы лиц, работающих по найму, и объемов финансирования инноваций в текущем году, что можно объяснить наличием временного лага, характеризующего их воздействие на приращение текущего ВВП.

10. $\Delta Y_n= -27.498+3.573*\Delta L_{n-3}$. В функции учтён трёхлетний лаг для изменения фактора живого труда по данным с 2004 по 2009 гг. Для данной модели $R^2=0.891$. Исходя из параметров модели, следует сделать вывод, что в исследуемом периоде основной прирост ВВП Украины осуществлялся за счёт подготовки рабочей силы со среднетехническим образованием, инвестиции в которую приносят отдачу с трехлетним лагом.

11. $\Delta Y_n= 9.852+1.832*\Delta K_n-19.166*\Delta I_{n-3}$. Для этой модели $R^2=0.650$, доверие к фактору расходов на НИОКР и инновации на уровне 91.4%. Прирост ВВП Украины, как указывалось

выше, осуществляется за счёт инвестиций в основной капитал текущего года, а расходы на научно-исследовательские работы с лагом в три года оказывали снижающее воздействие.

12. $\Delta Y_n=12.333+1.576*\Delta K_n-0.85*\Delta K_{n-3}$ При этом $R^2=0.995$. Из модели снова вытекает, что основным фактором прироста ВВП является приращение инвестиций в основной капитал текущего года.

Глава 6
Авторегрессионные модели динамики ВВП и факторов экономического роста

Задача прогнозирования объема текущего реального ВВП достаточно хорошо исследована в экономической науке, в частности, с точки зрения применения методов эконометрики, и может быть решена на основе как авторегрессионных, так и факторных регрессионных моделей. Поскольку для анализа макросистемы небесполезно знать, какие из этих методов позволяют получить более точные прогнозы, то необходимо иметь инструмент прогнозирования значений не только ВВП, но и факторов его динамики. Эту задачу проще всего решить на базе авторегрессионных моделей – в том случае, когда факторы экономического роста подчиняются авторегрессионным зависимостям.

Таким образом, построение адекватных и значимых авторегрессионных моделей для динамических рядов ВВП и факторов, от которых сильно зависит его изменение (прежде всего это капитал, труд и информация), является самостоятельной эконометрической задачей.

Нами были исследованы макроэкономические показатели Украины за период с 2000 по 2009 гг., приведенные в таблице 3.1, и построен ряд авторегрессионных моделей для определения как значения зависимой переменной – объёма ВВП, так и факторов функции: объёма инвестиций в основной капитал, заработной платы лиц, работающих по найму, и расходов на инновации, не включающих в себя затраты на НИОКР и стоимостную оценку отгруженной научно-технической (инновационной) продукции.

6.1. Построение авторегрессионных моделей объёма ВВП и факторов его роста

6.1.1. Авторегрессионная модель объёма ВВП

Прежде всего, мы предположили, что текущий объём ВВП является авторегрессионной линейной функцией вида AR(1), тогда она имеет вид:

$$Y_n=74.015+0.747*Y_{n-1} \qquad (6.1)$$

Эконометрические характеристики модели, представленные в таблице 6.1, свидетельствуют об её адекватности: $R^2=0.774$, критерий Фишера равен 23.917 и больше критического значения ($F_{кр}=5.591$). При этом значение критерия Стьюдента для свободного члена равно 1.868 и меньше критического значения с вероятностью 95% ($t_{кр}=2.365$), т.е. доверие к этому параметру недостаточно, на что указывает также высокое p-значение для данного коэффициента.

Таблица 6.1

Эконометрические характеристики линейной авторегрессионной модели (6.1) типа AR(1) ВВП для Украины 2001-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.879538
R-квадрат	0.773587
Нормированный R-квадрат	0.741243
Стандартная ошибка	20.9006
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	10447.79	10447.79	23.91702	0.001772
Остаток	7	3057.845	436.835		
Итого	8	13505.64			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	74.0154	39.63241	1.867547	0.104052
Y_{n-1}	0.747291	0.152804	4.890503	0.001772

После исключения из модели (6.1) свободного члена, нами получена адекватная и значимая модель (6.2) с высокими объясняющими характеристиками: R^2=0.993, F-критерий равен 1117.716, P-значение для Y_{n-1} равно $6.99*10^{-10}$ (Таблица 6.2).

$$Y_n=1.028*Y_{n-1} \qquad (6.2)$$

Таблица 6.2

Эконометрические характеристики линейной авторегрессионной модели (6.2) типа AR(1) ВВП без свободного члена для Украины 2001-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.99644
R-квадрат	0.99289
Нормированный R-квадрат	0.867893
Стандартная ошибка	23.93065
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	640089.3	640089.3	1117.716	5.55E-09
Остаток	8	4581.409	572.6761		
Итого	9	644670.7			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение				
Y_{n-1}	1.028217	0.030755	33.43226	6.99E-10

Модель, исходя и её характеристик, может являться основной для прогнозирования ВВП следующего года. Согласно этой зависимости, объём ВВП увеличивается в среднем на 2.8% в каждом последующем году исследуемого периода по сравнению с предыдущим его значением.

6.1.2 .Авторегрессионная модель фактора инвестиций в основной капитал

Допустив, что инвестиции в основной капитал также представляют собой линейную авторегрессионную функцию первого порядка, получаем:

$$K_n=22.355+0.622*K_{n-1} \qquad (6.3)$$

Модель не является адекватной, для неё R^2=0.498, но при этом она адекватно описывает начальные данные, поскольку F-критерий равен 6.955 (см. таблицу 6.3). В то же время t-статистика для свободного члена и его P-значение вынуждают исключить его из модели.

Таблица 6.3

Эконометрические характеристики линейной авторегрессионной модели (6.3) типа AR(1) инвестиций в основной капитал для Украины 2001-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.705971
R-квадрат	0.498395
Нормированный R-квадрат	0.426737
Стандартная ошибка	13.488
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	1265.331	1265.331	6.955196	0.033556
Остаток	7	1273.482	181.926		
Итого	8	2538.813			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
K-пересечение	22.35536	13.40012	1.668296	0.13919
K_{n-1}	0.622135	0.235901	2.637271	0.033556

Исключив свободный член из модели (6.3), мы получили функцию:

$$K_n=0.993*K_{n-1} \qquad (6.4)$$

Модель (6.4) по сравнению с моделью (6.3) адекватна и значима по всем параметрам, в ней R^2=0.941, F-критерий равен 128.677, t-критерий для K_{n-1} равен 11.344 и его P-значение составляет $3.29*10^{-6}$ (Таблица 6.4).

Таблица 6.4

Эконометрические характеристики линейной авторегрессионной модели (6.4) типа AR(1) инвестиций в основной капитал без свободного члена для Украины 2001-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.970293
R-квадрат	0.941468
Нормированный R-квадрат	0.816468
Стандартная ошибка	14.91568
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	28627.85	28627.85	128.6774	9.27E-06
Остаток	8	1779.821	222.4776		
Итого	9	30407.67			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
K-пересечение				
K_{n-1}	0.992876	0.087527	11.34361	3.29E-06

Даже простое сопоставление авторегрессионных моделей (6.2) и (6.4), полученных соответственно для объемов ВВП и инвестиций в основной капитал, побуждает задуматься над проблемой источников экономического роста Украины. Величина ВВП в среднем за рассматриваемый период растет на 2.8% в год, а объем инвестиций за тот же период остается в среднем практически неизменным и даже снижается на 0.7%. Выходит, что инвестиции не выступают основным источником роста в данной макросистеме.

6.1.3 Авторегрессионные модели фактора заработной платы лиц, работающих по найму

Также нами построена авторегрессионная линейная функция вида AR(1) для заработной платы лиц, работающих по найму:

$$L_n=38.332+0.687*L_{n-1} \qquad (6.5)$$

Исходя из эконометрических характеристик, представленных в таблице 6.5, эта модель адекватна и значима по всем показателям: R^2=0.77, F-критерий равен 23.464 и оба P-значения меньше 0.05, т.е. доверие к коэффициентам регрессии на уровне 95%.

Таблица 6.5

Эконометрические характеристики линейной авторегрессионной модели (6.5) типа AR(1) заработной платы лиц, работающих по найму для Украины 2001-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.87762
R-квадрат	0.770218
Нормированный R-квадрат	0.737392
Стандартная ошибка	7.65309
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	1374.258	1374.258	23.4636	0.001869
Остаток	7	409.9885	58.56978		
Итого	8	1784.246			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
L-пересечение	38.33182	15.92144	2.40756	0.046942
L_{n-1}	0.687056	0.141839	4.843924	0.001869

Изменение заработной платы лиц, работающих по найму, на 77% обусловлено изменением её предыдущего значения и на 23% – вариацией других факторов, не вошедших в модель.

Попробуем повысить качество модели за счёт ужесточения требований к параметрам регрессии. Если стремиться к их значимости с вероятностью 99%, то критическое значение t-статистики равно 3.499 и свободный член не удовлетворяет условиям значимости по этому параметру.

Исключив из модели (6.5) свободный член, мы получили адекватную и значимую на 99% функцию:

$$L_n=1.024*L_{n-1} \qquad (6.6)$$

В таблице 6.6 представлены характеристики, подтверждающие адекватность и значимость модели: R^2=0.994, F-критерий равен 1269.573 и t-критерий для L_{n-1} равен 35.631, что значительно больше критического значения с вероятностью 99%.

Таблица 6.6

Эконометрические характеристики линейной авторегрессионной модели (6.6) типа AR(1) заработной платы лиц, работающих по найму без свободного члена для Украины 2001-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.996864
R-квадрат	0.993738
Нормированный R-квадрат	0.868738
Стандартная ошибка	9.679095
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	118939.8	118939.8	1269.573	3.56E-09
Остаток	8	749.4791	93.68488		
Итого	9	119689.3			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
L-пересечение				
L_{n-1}	1.024129	0.028743	35.63106	4.21E-10

Модель (6.6) указывает на то, что заработная плата лиц, работающих по найму, в текущем году в среднем в исследуемом периоде на 2.4% превышает значение этого показателя в прошлом году. Обратим внимание на то, что исключение свободного члена из модели привело к существенному возрастанию ее объясняющей способности (R^2).

Также, исходя из значения коэффициента детерминации для модели (6.5), которое составляет 77%, можно сделать вывод о том, что для данного динамического ряда, по-видимому, возможны иные, нелинейные типы авторегрессионной зависимости. Поэтому за счет перехода к нелинейным связям мы попробуем повысить качество модели на том же, 95%-ном уровне доверия к ее коэффициентам.

Графически представив авторегрессионную зависимость первого порядка (см. ниже на рис. 6.3, 6.4), видим возможность построения степенной авторегрессионной функции для заработной платы лиц, работающих по найму. Для этого прологарифмируем соответствующие значения, построим линейную модель и, потенцируя результат, получим функцию:

$$L_n=4.709*L_{n-1}^{0.678} \qquad (6.7)$$

Качество модели по сравнению с моделью (6.5) улучшилось: R^2=0.814, F-критерий равен 30.678 и t-критерии всех параметров больше критического значения с вероятностью 95%.

Таблица 6.7

Эконометрические характеристики степенной авторегрессионной модели (6.7) типа AR(1) заработной платы лиц, работающих по найму для Украины в 2001-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.902339
R-квадрат	0.814215
Нормированный R-квадрат	0.787674
Стандартная ошибка	0.063574
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	0.123989	0.12398908	30.67793626	0.00087
Остаток	7	0.028291	0.00404164		
Итого	8	0.152281			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
L-пересечение	1.549455	0.574996	2.69472319	0.030873909
L_{n-1}	0.678105	0.122429	5.53876667	0.000870151

Но, исходя из мотивов улучшения качества модели, поскольку значение коэффициента детерминации не очень высокое, попробуем повысить значимость её параметров. При этом снова необходимо исключить свободный член, t-статистика для которого меньше критического значения при условии вероятности в 99%:

$$L_n=L_{n-1}^{1.008} \qquad (6.8)$$

Модель адекватна и значима с вероятностью 99%: R^2=1.000, F-критерий равен 27984.245, значение t-критерия для L_{n-1} составило 167.285 (Таблица 6.8).

Таблица 6.8

Эконометрические характеристики степенной авторегрессионной модели (6.8) типа AR(1) заработной платы лиц, работающих по найму для Украины 2001-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.999857
R-квадрат	0.999714
Нормированный R-квадрат	0.874714
Стандартная ошибка	0.084882
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	201.6263	201.626261	27984.24461	7.2E-14
Остаток	8	0.05764	0.00720499		
Итого	9	201.6839			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
L-пересечение				
L_{n-1}	1,007793	0,006024	167,28492	1,82439E-15

Для целей прогнозирования, по нашему мнению, пригодны обе линейные модели (6.5) и (6.6), а также обе степенные модели (6.7) и (6.8).

Также нами предложена квадратичная модель авторегрессии первого порядка для заработной платы лиц, работающих по найму, для периода 2000-2009 гг.:

$$L_n = -138.467 + 4.13 * L_{n-1} - 0.16 * L_{n-1}^2 \qquad (6.9)$$

Эта модель адекватна, поскольку R^2=0.849, F-критерий равен 16.858, но все параметры незначимы, поскольку их P-значения больше 0.05 (см. таблицу 6.9).

Таблица 6.9

Эконометрические характеристики квадратичной авторегрессионной модели (6.9) типа AR(1) заработной платы лиц, работающих по найму, для Украины 2001-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.921371
R-квадрат	0.848925
Нормированный R-квадрат	0.798566
Стандартная ошибка	6.702679
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	1514.691	757.345487	16.85765713	0.003448
Остаток	6	269.5554	44.9259041		
Итого	8	1784.246			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
L-пересечение	–138.467	100.9662	–1.3714237	0.219318917
L_{n-1}	4.135086	1.954178	2.11602342	0.078714792
L_{n-1}^2	–0.01629	0.009213	–1.7680161	0.127473479

Исключив из модели (6.9) наименее значимый параметр – свободный член, мы получили адекватную и значимую функцию:

$$L_n = 1.463 * L_{n-1} - 0.004 * L_{n-1}^2 \qquad (6.10)$$

В таблице 6.10 приведены эконометрические характеристики модели (6.10): R^2=0.997 (снова исключение незначимого свободного члена привело к росту коэффициента детерминации), F-критерий равен 1179.694, P-значения всех параметров меньше 0.05.

Таблица 6.10

Эконометрические характеристики квадратичной авторегрессионной модели (6.10) типа AR(1) заработной платы лиц, работающих по найму, без свободного члена для Украины 2001-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.99852
R-квадрат	0.997042
Нормированный R-квадрат	0.853762
Стандартная ошибка	7.111883
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	119335.2	59667.6	1179.694	1.63E-08
Остаток	7	354.0522	50.57889		
Итого	9	119689.3			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
L-пересечение				
L_{n-1}	1.462906	0.158341	9.238973	3.6E-05
L_{n-1}^2	–0.00377	0.00135	–2.79607	0.026674

Эту модель мы считаем пригодной для прогнозирования, поскольку её характеристики указывают на высокое качество по всем параметрам.

6.1.4 Авторегрессионная модель фактора расходов на инновации

Попытки построить линейные авторегрессионные модели первого и второго порядка для фактора расходов на инновации, исходя из данных исследуемого периода, не привели к успеху вследствие их низких эконометрических характеристик и недостаточного уровня доверия к коэффициентам регрессии. Поэтому мы попытались построить линейную функцию зависимости объёма информации текущего года от её предыдущих трёх значений:

$$I_n=1.732–0.31*I_{n-1}–0.975*I_{n-2}+2.063*I_{n-3} \quad (6.11)$$

Как видно из таблицы 6.11, модель (6.11) адекватна (R^2=0.762), но неадекватно описывает исходные данные (F-критерий равен 3.215 и меньше его критического значения, $F_{кр}$=9.277), при этом уровень доверия ко всем коэффициентам регрессии ниже 95%.

Таблица 6.11

Эконометрические характеристики авторегрессионной модели (6.11) типа AR(1) расходов на инновации от трёх предшествующих их значений для Украины 2003-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.873369
R-квадрат	0.762773
Нормированный R-квадрат	0.525547
Стандартная ошибка	0.545864
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	2.874237	0.958079	3.215379	0.181539
Остаток	3	0.893903	0.297968		
Итого	6	3.76814			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
I-пересечение	1.732207	1.223994	1.415209	0.251952
I_{n-1}	–0.31005	0.467	–0.66392	0.554208
I_{n-2}	–0.97471	0.400606	–2.43309	0.093072
I_{n-3}	2.063473	0.748613	2.756394	0.070364

Последовательно исключая из модели (6.11) наименее значимые параметры, мы пришли к построению авторегрессионной функции вида AR(3):

$$I_n=1.183*I_{n-3} \qquad (6.12)$$

Эконометрические характеристики модели (6.12), представленные в таблице 6.12, подтверждают её адекватность и значимость: R^2=0.961, критерий Фишера равен 145.94 и P-значение для I_{n-3} равно $1.95*10^{-5}$. Обратим внимание на факт, с которым мы уже не раз сталкивались: исключение незначимых членов регрессии не снижает, а повышает коэффициент детерминации модели.

Таблица 6.12

Эконометрические характеристики авторегрессионной модели (6.12) типа AR(1) расходов на инновации от их значения с лагом в три года без свободного члена для Украины 2003-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.980056
R-квадрат	0.96051
Нормированный R-квадрат	0.793844
Стандартная ошибка	0.756333
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	83.48325	83.48325	145.9395	0.181539
Остаток	6	3.432242	0.57204		
Итого	7	86.9155			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
I-пересечение				
I_{n-3}	1.182874	0.097916	12.08054	1.95E-05

Таким образом, объём расходов на инновации существенно зависит от значения этого же показателя с лагом в три года, причём превышает его на 18.3%.

6.2. Прогнозирование объёма ВВП и факторов его роста с использованием авторегрессионных моделей

При среднесрочном прогнозировании тех или иных показателей зачастую используют трендовое значение. Кроме этого, адекватное применение соответствующих моделей предполагает также оценку предельной ошибки прогноза (6.13), (6.14) для её учёта при построении доверительного интервала прогноза (6.15) [3, с. 25]. Эти формулы принято применять для линейных функций при нормальном распределении объясняемой переменной.

$$\Delta\hat{y}_p = t_{кр} * S_{ост} * \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \left(\frac{(x_p - \bar{x})^2}{\sum(x-\bar{x})^2}\right)} \quad (6.13)$$

Напомним, что, согласно указанным формулам, учитываются два источника рассеяния данных динамического ряда объясняемой переменной: это, во-первых, возможность изменения траектории, иллюстрируемой трендом (что всегда необходимо предполагать, работая с временными рядами), а во-вторых, собственная дисперсия значений этого динамического ряда *в предположении сохранения* тренда, построенного при помощи модели.

Формула (6.13) применяется в случае прогнозирования при помощи однофакторной линейной модели. Если же модель нелинейная, но линеаризуемая, предельная ошибка прогноза рассчитывается после перехода к линейной модели. При этом потенцирование приводит к результату, позволяющему уже непосредственно оценить доверительный интервал прогноза.

Если же модель многофакторная, то для расчёта предельной ошибки прогноза используют формулу (6.14), предполагающую операции над матрицей факторов (X) и их прогнозов (X_p), дополненной единичным вектором (столбиком X_0, содержащим единицы).

$$\Delta\hat{y}_p = t_{кр} * S_{ост} * \sqrt{X_p * (X'X)^{-1} * X'_p} \quad (6.14)$$

Доверительный интервал прогноза рассчитывается исходя из прогнозируемого трендового значения:

$$\gamma_{\hat{y}_p} = \hat{y}_p \pm \Delta\hat{y}_p \quad (6.15)$$

Формула (6.15) говорит о том, что при условии адекватности и значимости модели фактически наблюдаемое значение с заранее заданной вероятностью (как правило, это 95%) отличается от значения, задаваемого трендом, не более чем на величину предельной ошибки прогноза.

Считая прогнозным значением объясняемой переменной ее трендовое значение, мы тем самым предположили бы, что отклонение от тренда с весьма высокой вероятностью будет равно нулю. Однако это допущение не слишком разумно, поскольку предшествующие фактические значения объясняемой переменной отклонялись от своих трендовых значений. На основе этих отклонений есть возможность спрогнозировать отклонение от тренда следующего, т.е. прогнозируемого, значения этой переменной.

Это поправочное прогнозное отклонение следующего периода от его трендового значения можно вычислить как взвешенное среднее отклонений четырёх последних лет (временных периодов, каждому из которых соответствует наблюдение):

$$\Delta\hat{y}_p^{попр} = \frac{1}{10} * (4 * \Delta y_n + 3 * \Delta y_{n-1} + 2 * \Delta y_{n-2} + \Delta y_{n-3}) \quad (6.16)$$

При этом искомое прогнозное значение объясняемой переменной с поправкой на отклонение можно найти, прибавив отклонение следующего периода к трендовому значению:

$$\hat{y}_p^{попр} = \hat{y}_p + \Delta\hat{y}_p^{попр} \quad (6.17)$$

Описанный в (6.17) метод прогнозирования, по мнению авторов, даёт возможность учесть изменение характера динамики тренда и отклонений от него значений прогнозируемого параметра [4, 5].

Далее мы используем описанные выше возможности для прогнозирования динамики факторов экономического роста и сравним полученные значения с фактическими (наблюдаемыми) данными, найденными из официальных источников.

6.2.1 Прогнозирование объёма ВВП на 2010 г. с использованием модели (6.2) $Y_n=1.028*Y_{n-1}$

Трендовое значение ВВП на 2010 г., исходя из модели (6.2), равно $\hat{Y}_p^{тренд}$=280.016 млрд.грн. При этом предельная ошибка прогноза, рассчитанная по формуле (6.13), составляет $\Delta\hat{Y}_p$=58.17 млрд.грн. Таким образом, прогнозируемое значение в 2010 г. находится в интервале:

$$221.847 \text{ млрд.грн.} \le \hat{Y}_p \le 338.156 \text{ млрд.грн.}$$

Сегодня мы имеем фактическое значение объёма ВВП 2010 г., равное 283.381 млрд.грн. в ценах 2001 г. [2]. Из графической иллюстрации полученных результатов, приведенной на рис. 6.1, наглядно видно, что фактическое значение объёма ВВП в 2010 г. попадает в доверительный интервал прогноза рассмотренной модели и очень близко к трендовому значению. В этом случае относительная ошибка прогноза составляет всего 1.2%, т.е. модель (6.2) может использоваться для прогнозирования объёма ВВП Украины в среднесрочном периоде при сохранении существующей линии тренда. Результаты прогнозирования, полученные при помощи данной модели, могут применяться при прогнозировании других макроэкономических показателей, в которых текущий объём ВВП является одним из значимых факторов.

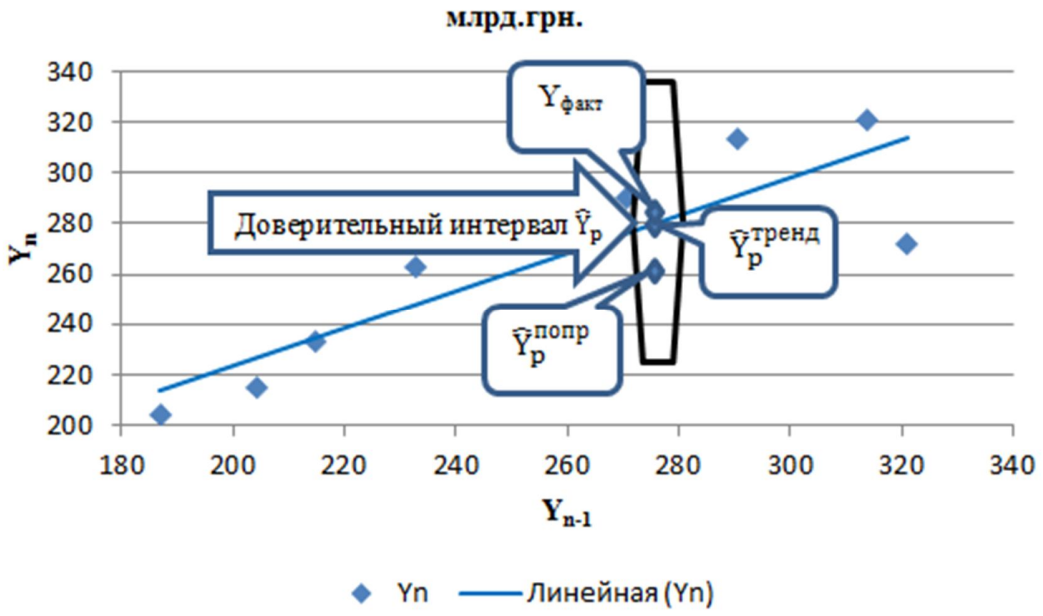

Рис. 6.1. Результаты прогнозирования объёма ВВП Украины на 2010 г. с использованием модели (6.2)

Поправочное же прогнозное отклонение с учётом значений четырёх последних лет составляет $\Delta\hat{Y}_p^{попр}$=–19.352 млрд.грн. Поскольку $\Delta\hat{Y}_p^{попр} < \Delta\hat{Y}_p$, значит, прогнозное значение с

поправкой на это отклонение ($\hat{Y}_{p}^{попр}$=260.664 млрд.грн.) находится в пределах доверительного интервала прогноза. Относительная ошибка прогноза, исходя из имеющегося фактического значения ВВП в 2010 г., составляет 8%.

Таким образом, фактическое значение объёма ВВП в 2010 г. значительно отличается от прогнозного значения с поправкой. По нашему мнению, это связано с тем, что динамика тренда в прогнозируемом году не изменилась, в то же время, мы не исключаем возможного применения формул (6.16) и (6.17) для прогнозирования этого показателя в случае кардинального изменения динамики экономического роста.

6.2.2 Прогнозирование фактора объёма инвестиций в основной капитал на 2010 г. с использованием модели (6.4) $K_n=0.997*K_{n-1}$

Трендовое значение объёма инвестиций в основной капитал на 2010 г., рассчитанное исходя из модели (6.4), равно $\hat{K}_{p}^{тренд}$=44.865 млрд.грн. При этом предельная ошибка прогноза составляет $\Delta\hat{K}_{p}$=36.257 млрд.грн. Итак, прогнозируемое значение инвестиций в основной капитал 2010 г. находится в интервале:

$$8.608 \text{ млрд.грн.} \le \hat{K}_{p} \le 81.122 \text{ млрд.грн.}$$

В связи с этим, в случае, если регрессионная статистика указывает на значительную стандартную ошибку выборки и приводит к получению высокого значения предельной ошибки прогноза, по нашему мнению, использование доверительного интервала прогноза становится неэффективным. Значительная предельная ошибка прогноза, полученная, по нашему мнению, за счёт резкого снижения объёма инвестиций в основной капитал в начале финансового кризиса в 2009 г., обуславливает высокую дисперсию наблюдаемых значений переменной К и, следовательно, значительную ширину доверительного интервала.

По данным НБУ фактическое значение объёма инвестиций в основной капитал в 2010 г. равно 44.293 млрд.грн. в ценах 2001 г. [2]. Следовательно, фактическое значение также оказалось весьма близко к трендовому, и относительная ошибка прогноза составляет 1.3%. Естественно, фактическое значение попадает в доверительный интервал прогноза (рис. 6.2). Итак, модель (6.4) может быть использована при составлении среднесрочных прогнозов инвестиций в основной капитал, а результат прогнозирования – при дальнейшем прогнозировании ВВП, например, с помощью производственной функции типа Кобба-Дугласа.

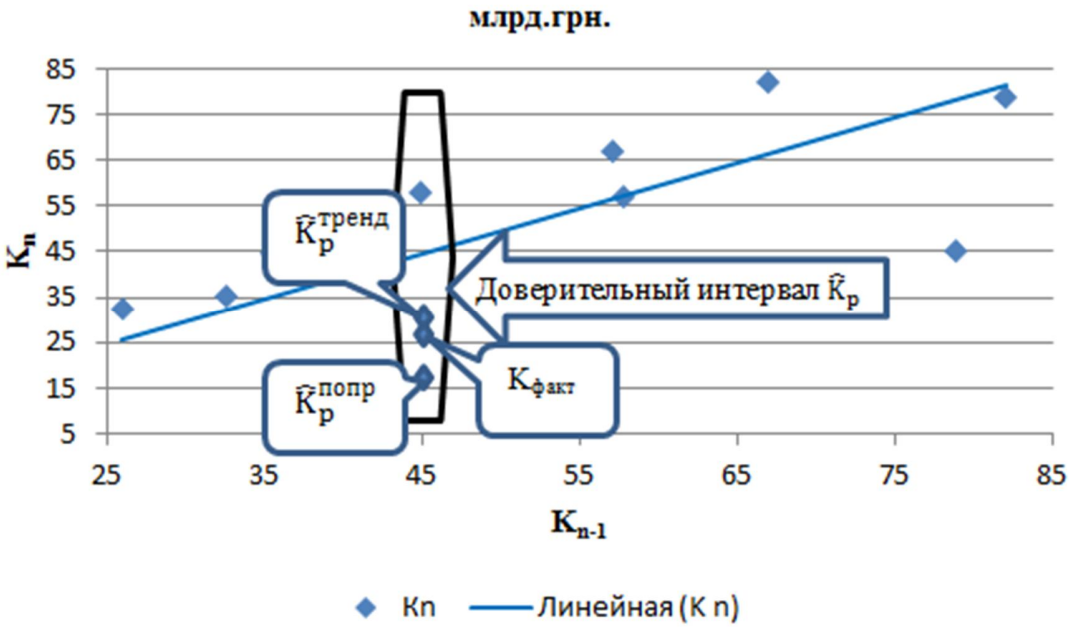

Рис. 6.2. Результаты прогнозирования объёма инвестиций в основной капитал Украины на 2010 г. с использованием модели (6.4)

Поправочное же прогнозное отклонение объёма инвестиций в основной капитал с учётом значений четырёх последних лет $\Delta\hat{K}_p^{попр}$= –9.883 млрд.грн. Прогнозное значение фактора с поправкой на это отклонение $\hat{K}_p^{попр}$=34.982 млрд.грн., оно также входит в довольно широкий доверительный интервал. При этом относительная ошибка прогноза с учётом имеющегося фактического значения объёма инвестиций в основной капитал в 2010 г. составляет 21%. Т.е. высокая объясняющая способность модели (6.4), так же, как и модели (6.2), свидетельствует о ее адекватности, подтверждает тип линии тренда и в обоих случаях поправка на отклонение, по нашему мнению, оказывается излишней.

6.2.3 Прогнозирование фактора заработной платы лиц, работающих по найму, в 2010 г.

6.2.3.1 с использованием линейной модели (6.5) L_n=38.332+0.687*L_{n-1}

Рассчитанное с помощью модели (6.5) трендовое значение заработной платы лиц, работающих по найму, на 2010 г. равно $\hat{L}_p^{тренд}$=115.261 млрд.грн. Графическая интерпретация всех результатов прогнозирования трендовых значений объема вовлеченного живого труда представлена на рис. 6.3.

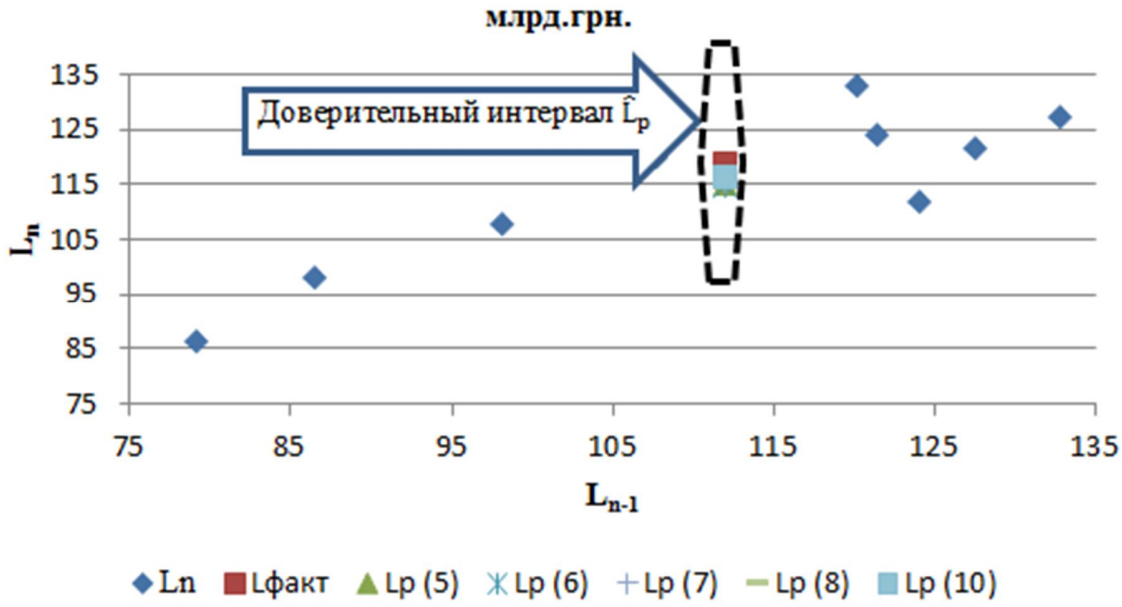

Рис. 6.3. Результаты прогнозирования трендовых значений заработной платы лиц, работающих по найму в Украине в 2010 г. с использованием моделей (6.5), (6.6), (6.7), (6.8), (6.10)

Для этой модели предельная ошибка прогноза составила $\Delta\hat{L}_p$=18.603 млрд.грн. Следовательно, прогнозируемое значение этого фактора в 2010 г. находится в интервале:

$$96.658 \text{ млрд.грн.} \le \hat{L}_p \le 133.864 \text{ млрд.грн.}$$

Номинальная заработная плата лиц, работающих по найму, в 2010 г. по данным официальной статистики в ценах 2001 г. равна 118.869 млрд.грн. [1]. При этом относительная ошибка прогноза для трендового значения составила 3%.

Поправочное прогнозное отклонение заработной платы лиц, работающих по найму, с учётом значений четырёх последних лет равно $\Delta\hat{L}_p^{попр}$= –5.058 млрд.грн. Так как по модулю оно меньше предельной ошибки прогноза, то прогнозное значение фактора с поправкой на это отклонение $\hat{L}_p^{попр}$=110.203 млрд.грн. войдёт в доверительный интервал. Относительная ошибка прогноза для него – 7.3%.

Графическая интерпретация всех результатов прогнозирования значений фактора заработной платы лиц, работающих по найму, с поправками на отклонение, представлена на рис. 6.4.

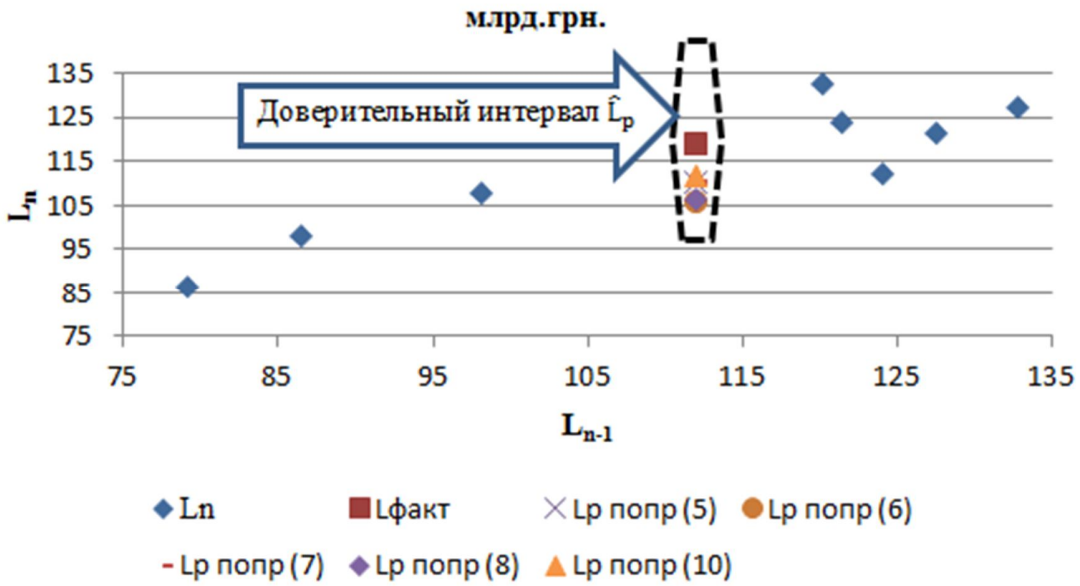

Рис. 6.4. Результаты прогнозирования заработной платы лиц, работающих по найму с поправкой на отклонение в Украине в 2010 г. с использованием моделей (6.5), (6.6), (6.7), (6.8), (6.10)

6.2.2 с использованием линейной модели (6.6) $L_n=1.024*L_{n-1}$

Для этой модели трендовое значение фактора L на 2010 г. равно $\hat{L}_p^{тренд}=114.671$ млрд.грн. (рис. 6.3), соответственно, предельная ошибка прогноза составляет $\Delta\hat{L}_p=23.528$ млрд.грн. Итак, прогнозируемое значение на 2010 г. заработной платы лиц, работающих по найму, попадёт в интервал:

$$91.144 \text{ млрд.грн.} \le \hat{L}_p \le 138.199 \text{ млрд.грн.}$$

Номинальная заработная плата лиц, работающих по найму, в 2010 г. снова находится в доверительном интервале, при этом относительная ошибка прогноза для трендового значения составила 3.5%.

Поправочное прогнозное отклонение заработной платы лиц, работающих по найму, с учётом значений четырёх последних лет $\Delta\hat{L}_p^{попр}=-8.799$ млрд.грн. и оно по модулю превышает значение предельной ошибки прогноза. В этом случае прогнозное значение фактора с поправкой на отклонение $\hat{L}_p^{попр}=105.873$ млрд.грн. входит в доверительный интервал (рис.6.4) и относительная ошибка прогноза для него составляет 10.9%.

6.2.3.2 с использованием степенной модели (6.7) $L_n=4.709*L_{n-1}^{0.678}$

Прежде чем заниматься прогнозированием экономических показателей с помощью нелинейных (но линеаризуемых) моделей, мы проверили их на несмещённость оценок и гомоскедастичность остатков.

Поскольку коэффициент корреляции между значениями динамических рядов независимой переменной и остатков регрессии модели (6.7) составляет 0.182, мы можем сделать вывод о несмещённости оценок регрессии.

Для выявления факта гомоскедастичности мы воспользовались тестом Гольфельда-Квандта, по которому рассчитанное значение F=0.671, и с вероятностью 95% мы можем утверждать, что оно значительно меньше $F_{кр}=19$ при n-m-1 степенях свободы. Повторную

проверку явления гомоскедастичности мы выполнили с помощью теста Глейзера, вследствие чего с вероятностью 95% говорим о том, что t_0=0.164, t_1=0.466, и оба эти значения меньше $t_{кр}$=2.365 при n-m-1 степенях свободы. Таким образом, мы получили подтверждение тому, что дисперсия случайных отклонений постоянна (или, во всяком случае, она не зависит от значений объясняющей переменной), т.е. гетероскедастичность отсутствует.

После проверки предпосылок к использованию метода наименьших квадратов, перейдём непосредственно к процессу прогнозирования L_n с использованием модели (6.7). Рассчитанное для 2010 г. трендовое значение показателя равно $\hat{L}_p^{тренд}$=115.458 млрд.грн. (рис. 6.3).

Предельную ошибку прогноза и поправочное прогнозное отклонение находим, пользуясь оценками линеаризованной функции, $\Delta\hat{L}_p$=0.188. Интервал прогноза и поправочное прогнозное отклонение находим, потенцируя найденные значения. Доверительный интервал составляет:

$$95.593 \text{ млрд.грн.} \le \hat{L}_p \le 139.451 \text{ млрд.грн.}$$

Фактическая заработная плата лиц, работающих по найму, в 2010 г. попадает в доверительный интервал, относительная ошибка прогноза для трендового значения составляет 2.9%.

Если по приведенной выше методике вычислить поправочное прогнозное отклонение, мы обнаружим, что его значение $\Delta\hat{L}_p^{попр}$= –0.044 по модулю, естественно, меньше предельной ошибки прогноза, и прогнозное значение заработной платы лиц, работающих по найму, с поправкой на отклонение $\hat{L}_p^{попр}$=110.464 млрд.грн. также входит в доверительный интервал (рис. 6.4). Относительная ошибка прогноза этого значения равна 7.1%.

6.2.3.3 с использованием степенной модели (6.8) $L_n=L_{n-1}^{1.008}$

Как и для предыдущей модели, проводим проверку несмещённости оценок: коэффициент корреляции 0.158 это подтверждает. Тест Гольдфельда-Квандта, использованный для модели (6.7), пригоден и для модели (6.8). Если же применить тест Глейзера, имеем t_0=0.567 и t_1=0.443, значения которых свидетельствуют о факте гомоскедастичности модели.

Снова используя данные линеаризованной функции и потенцируя их результаты, получаем трендовое значение заработной платы на 2010 г. $\hat{L}_p^{тренд}$=116.163 млрд.грн., изображённое на рис. 6.3. Предельная ошибка прогноза при этом составляет $\Delta\hat{L}_p$=0.262. Доверительный интервал прогноза:

$$89.431 \text{ млрд.грн.} \le \hat{L}_p \le 150.887 \text{ млрд.грн.}$$

Заработная плата лиц, работающих по найму, в 2010 г., полученная по данным статистики, также попадает в доверительный интервал, относительная ошибка прогноза для трендового значения – 2.3%.

Поправочное прогнозное отклонение для модели (6.8) $\Delta\hat{L}_p^{попр}$= –0.086, следовательно прогнозное значение показателя с поправкой на отклонение $\hat{L}_p^{попр}$=106.591 млрд.грн. входит в доверительный интервал (см. рис. 6.4), относительная ошибка прогноза для него составила 10.3%.

6.2.3.4 с использованием квадратичной модели (6.10) $L_n= 1.463*L_{n-1}–0.04*L_{n-1}^2$

Факт несмещённости оценок параметров регрессии подтверждается найденными коэффициентами корреляции остатков модели с динамическими рядами L_{n-1} и L_{n-1}^2, которые соответственно равны 0.204 и 0.191.

Анализ наличия гетероскедастичности с помощью теста Гольфельда-Квандта привёл к получению F=0.791, которое меньше $F_{кр}$. Тест Глейзера показал, что для L_{n-1} t_0= –0.073, t_1=0.551, а для L_{n-1}^2 t_0=0.357, а t_1=0.515, и все они меньше $t_{кр}$, т.е. модель гомоскедастична.

Рассчитанное трендовое значение заработной платы лиц, работающих по найму, в 2010 г. $\hat{L}_p^{тренд}$=116.474 млрд.грн. (рис. 6.3), для него предельная ошибка прогноза $\Delta\hat{L}_p$=17.287 млрд.грн. При этом доверительный интервал прогноза:

$$99.186 \text{ млрд.грн.} \le \hat{L}_p \le 133.761 \text{ млрд.грн.}$$

Относительная ошибка прогноза для трендового значения составила 2%.

Вычисленное с использованием формулы (6.16) поправочное прогнозное отклонение для этой модели равно $\Delta\hat{L}_p^{попр}$= –4.711 млрд.грн. Следовательно, прогнозное значение показателя с поправкой на отклонение составляет $\hat{L}_p^{попр}$=111.762 млрд.грн., и оно, как видим на рис. 6.4, находится в доверительном интервале, относительная ошибка прогноза равна 6%.

Исходя из проведенного анализа, можем сделать вывод, что именно квадратичная модель (6.10) даёт наиболее достоверный прогноз значения фактора заработной платы лиц, работающих по найму. Все остальные модели также пригодны для прогнозирования данного показателя. Прогнозирование поправки, основанной на отклонениях от тренда, во всех рассмотренных случаях оказалось излишним, что наглядно видно на рис. 6.4. По сравнению с трендовыми значениями, они имеют больший разброс, и отклонение от фактического значения для них более значительное.

6.2.4. Прогнозирование фактора расходов на инновации в 2010 г. с использованием модели (6.12) I_n=1.183*I_{n-3}

Прогнозирование осуществляется для 2010 г., а фактором модели (6.12) является показатель расходов на инновации в 2007 г. Поскольку в этот период в Украине имели место кризисные явления, значительно менялась динамика каждого из макроэкономических показателей, в т. ч. и прогнозируемого. Этот факт, по нашему мнению, найдёт отражение в увеличении доверительного интервала прогноза.

Наше предположение подтвердилось, поскольку трендовое значение расходов на инновации в 2010 г. согласно модели (6.12) равно $\hat{I}_p^{тренд}$=5.587 млрд.грн., причём предельная ошибка прогноза $\Delta\hat{I}_p$=2.861 млрд.грн. Таким образом, доверительный интервал прогноза расходов на инновации в 2010 г. имеет вид:

$$2.726 \text{ млрд.грн.} \le \hat{I}_p \le 8.448 \text{ млрд.грн.}$$

Фактически в 2010 г. расходы на инновации составили 2.083 млрд.грн. в ценах 2001 г. [1]. При этом относительная ошибка прогноза равна 168.3%. Очевидно, что реальное значение фактора не попадает в область доверительного интервала рассмотренной модели, и основной причиной такого расхождения, по нашему мнению, стал именно излом тренда, который отображён в данной модели, т.к. лаг для независимой переменной составил три года.

Именно в таком случае и следует рассчитывать поправочное прогнозное отклонение расходов на инновации, с учётом значений четырёх последних лет $\Delta\hat{I}_p^{попр}$= –0.508 млрд.грн. Так как по модулю оно также меньше предельной ошибки прогноза, то прогнозное значение фактора с поправкой на это отклонение $\hat{I}_p^{попр}$=5.080 млрд.грн. войдёт в доверительный интервал (см. рис. 4); для него относительная ошибка прогноза также очень велика и составляет 143.9%.

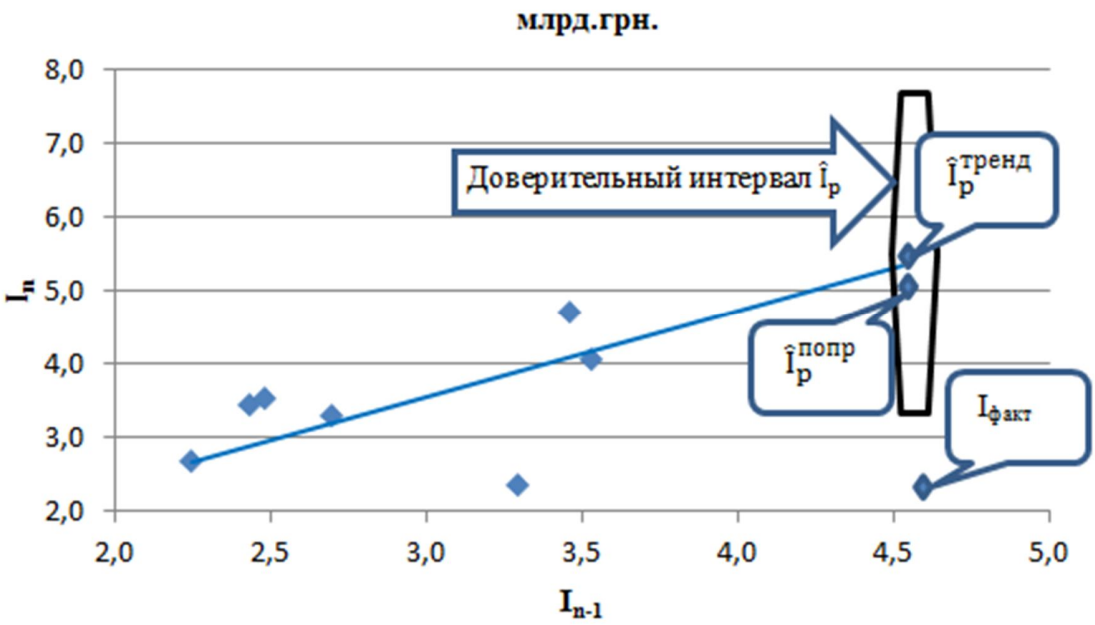

Рис. 6.5 Результаты прогнозирования расходов на инновации в Украине в 2010 г. с использованием модели (6.12)

Мы считаем, что авторегрессионные модели типа модели (6.12), характеризующиеся глубиной авторегрессии более одного года, можно использовать в более стабильной экономике, нежели сегодняшняя экономика Украины, поскольку значение доверительного интервала прогноза включает большую часть проекции области построения тренда на ось абсцисс.

Выводы

В результате исследования экономики Украины нами построены адекватные и значимые эконометрические модели экономического роста Украины и его факторов в период с 2000 по 2009 гг. С использованием этих моделей спрогнозированы значения макроэкономических показателей на 2010 г. и проведена оценка качества прогноза.

1. $Y_n=1.028*Y_{n-1}$. Модель позволяет рассчитать объём ВВП последующего года в линейной зависимости от его значения в текущем году, при этом темпы роста ВВП составляют 102.8%. Для этой модели $R^2=0.993$.
   Фактическое значение ВВП в 2010 г. очень близко к трендовому, при этом относительная ошибка прогноза составляет 1.2%.
2. $K_n=0.993*K_{n-1}$. Эта линейная модель даёт возможность вычислить объём инвестиций в основной капитал макроэкономической системы в следующем году исходя из текущего его значения. Значение фактора в исследуемом периоде уменьшалось ежегодно в среднем на 0.7%. Для данной модели $R^2=0.941$.
   Фактическое значение инвестиций в основной капитал 2010 г. также приближается к трендовому, относительная ошибка прогноза при этом равна 1.3%.
3. Для моделирования фактора заработной платы лиц, работающих по найму, исходя из значения этого же показателя предыдущего года, используются следующие построенные нами адекватные и значимые модели:

– L_n=38.332+0.687*L_{n-1}. Линейная модель указывает на значительное влияние изменения фактора в предыдущем году на вариацию показателя текущего года: R^2=0.77, качество модели достаточное, но не очень высокое.

  Фактическое значение попадает в доверительный интервал, при этом относительная ошибка прогноза для трендового значения составляет 3%.

– L_n=1.024*L_{n-1}. Линейная модель без свободного члена имеет более высокую объясняющую способность: R^2=0.994. Она указывает на то, что темпы прироста заработной платы лиц, работающих по найму, для исследуемого периода в среднем составляют 2.4%.

  Реальное значение заработной платы в 2010 г. также попадает в доверительный интервал, построенный исходя из данной модели, относительная ошибка прогноза для трендового значения составляет 3.5%, что несколько хуже, чем по предыдущей модели, несмотря на более высокое качество самой модели.

– L_n=4.709*$L_{n-1}^{0.678}$. Построение степенной модели было вызвано низкими качественными характеристиками линейной модели со свободным членом, а также видом графика зависимости значений функции L текущего года от ее же значений предшествующего года. Для этой модели R^2=0.814.

  Фактическое значение находится в доверительном интервале прогноза и относительная ошибка прогноза для трендового значения равна 2.9%.

– L_n=$L_{n-1}^{1.008}$. Степенная функция без свободного члена имеет самую высокую объясняющую способность: R^2=1.000.

  Значение заработной платы лиц, работающих по найму в 2010 г., также находится внутри доверительного интервала. Для трендового значения относительная ошибка прогноза составила 2.3%.

– L_n= 1.463*L_{n-1}–0.04*L_{n-1}^2. Квадратичная модель, для которой R^2=0.997.

  Она, на наш взгляд, наиболее пригодна для прогнозирования заработной платы лиц, работающих по найму, поскольку все прогнозируемые и фактическое значение наиболее близки и попадают в доверительный интервал. Относительная ошибка выборки для трендового значения составляет 2%, для прогнозного значения с поправкой – 6%.

4. I_n=1.183*I_{n-3}. Линейная модель указывает на зависимость расходов на инновации текущего года от значений расходов на эти цели с лагом в три года. При этом кумулятивные темпы трехлетнего прироста данного показателя составляют 18.3%. Для приведенной модели R^2=0.961.

   Поскольку относительная ошибка прогноза для трендового значения составила 168.3% и фактическое значение расходов на инновации оказалось за пределами доверительного интервала, нами рассчитано поправочное прогнозное значение. Оно попадает в доверительный интервал, и относительная ошибка прогноза для него составила 143.9%.

Таким образом, указанные модели имеют высокую объясняющую способность и могут быть использованы для прогнозирования факторов экономического роста Украины в среднесрочном периоде, для прогнозирования ВВП Украины с помощью производственной функции Кобба – Дугласа, а также других макроэкономических показателей. При этом, если в прогнозируемом периоде наблюдается значительное изменение динамики тренда, мы предлагаем дополнительно рассчитывать поправку прогноза, в противном случае её применение, по нашему мнению, нецелесообразно.

Литература к Главе 6

1. Статистические данные [Электронный ресурс] / Государственный комитет статистики Украины. – Режим доступа: http://www.ukrstat.gov.ua
2. Реальный сектор [Электронный ресурс] / Национальный банк Украины – Режим доступа: http://bank.gov.ua/Statist/Macro.htm
3. Шалабанов А.К. Эконометрика [Текст]: Учеб.-метод. пособие / А.К. Шалабанов, Д.А. Роганов. – Казань: Академия управления «ТИСБИ». – 198 с.
4. Нижегородцев Р.М., Абашкина Е.О. Динамика рынка труда в России и среднесрочное прогнозирование реального потребления методом локальных логистических трендов [Текст] // Тенденции и перспективы социокультурной динамики: Материалы к Международному симпозиуму, посвященному 110-й годовщине со дня рождения П.А. Сорокина / Под ред. Ю.В.Яковца. – М., 1999. — С. 241–250.
5. Нижегородцев Р.М. Среднесрочное прогнозирование динамики макроэкономических параметров при помощи гармонических трендов [Текст] // Теория активных систем: Труды международной научно-практической конференции / Общ. ред. В.Н.Бурков, Д.А.Новиков. Т. 1. – М.: ИПУ РАН, 2003. — С. 120–121.

Глава 7
Прогнозирование экономического роста с использованием регрессионных моделей

Кроме авторегрессионной модели ВВП, приведенной в Главе 6, при прогнозировании показателей экономического роста 2010 г. также можно использовать ряд моделей типа Кобба – Дугласа, которые были получены в Главе 3 (долгосрочный период с 1995 по 2009 гг.) и Главе 5 (среднесрочный период с 2000 по 2009 гг.).

Возникает резонный вопрос: зачем строить разные группы моделей, включающих одни и те же факторы, по периодам, накладывающимся друг на друга? На это есть, по нашему мнению, две причины. Первая состоит в том, что если даже не принимать во внимание задачу прогнозирования, интересен сам по себе интеллектуальный анализ данных. В какой мере (и в каком смысле) выборку наблюдений за 1995-2009 годы можно считать единой? Подтверждает ли регрессионный анализ наличие неких единых зависимостей, связей, характеризующих экономику данной макросистемы за весь рассматриваемый период, включающий в себя целых две рецессии? Проведенный анализ показывает, что такие зависимости существуют. Несмотря на различия в характере экономической конъюнктуры, в поведении важнейших макропоказателей все же существуют тренды (и их не так уж мало), которые адекватным и значимым образом характеризуют экономическую динамику Украины за столь длительный период.

Вторая причина заключается в необходимости проведения сравнительного анализа *качества* прогнозов, получаемого при помощи моделей, основанных на выборках наблюдений разной длины. Если прогноз по моделям, основанным на краткосрочной выборке, оказался в целом лучше, это свидетельствует о том, что экономическая динамика Украины подчиняется в целом закономерностям краткосрочного характера. Если более длительная выборка служит основанием модели, дающей лучший прогноз, это говорит о том, что на важнейшие макропоказатели влияют какие-то факторы более долгосрочного характера.

Поскольку большинство построенных нами функций нелинейные (за исключением моделей в приращениях), все расчёты прогнозов будем производить с использованием данных линеаризованных функций, а их результаты потенцировать. Кроме этого, как и в предыдущих случаях, прежде чем использовать нелинейные модели, мы их проверим на несмещённость оценок и гомоскедастичность.

Напомним, что если оценки построенного тренда являются несмещенными (т.е. остатки не коррелируют ни с одним из значимых факторов, вошедших в модель), то матожидание полученной оценки соответствует истинному значению оцениваемого показателя или, что то же самое, среднее значение остатка (ненаблюдаемой случайной величины) по рассмотренной выборке наблюдений равно нулю.

Если модель гомоскедастична, это значит, что дисперсия значений объясняемой переменной на всем протяжении ее динамического ряда не коррелирует с текущими значениями объясняющих ее регрессоров (хотя это не значит, что эта дисперсия на всем протяжении ряда *постоянна*, как неверно пишут некоторые источники). Если модель гетероскедастична, это значит, что дисперсия значений объясняемой переменной существенно коррелирует со значениями хотя бы одного из аргументов (параметров, объясняющих ее динамику). Такое бывает, в частности, в тех случаях, когда разброс значений объясняемой переменной обусловлен погрешностями *измерения* параметра, объясняющего ее динамику. Например, пусть одним из параметров регрессии является длина, и у нас есть инструмент ее измерения, дающий стабильную относительную погрешность измерения в 1%.

Измеряя с его помощью длину порядка метра, получим погрешность ±1 см, измеряя длину порядка километра, получим погрешность около 10 метров. В таких случаях анализ разброса значений покажет, что модель гетероскедастична, т.е. величина отклонений существенно зависит от значений аргумента – длины, которую мы измеряем.

7.1. Прогнозирование экономического роста по долгосрочным моделям

7.1.1. Степенные модели типа Кобба – Дугласа

Первой адекватной и значимой моделью типа Кобба – Дугласа, полученной в результате эконометрического анализа данных 1995-2009 гг., является модель (3.5) $Y_n=L_n^{1.179}$. Анализируя динамические ряды прологарифмированных значений фактора применённого живого труда и остатков регрессии модели, мы определили, что коэффициент корреляции между ними равен –0.343, т.е. оценки регрессии являются несмещёнными. Тест Гольфельда-Квандта показал, что расчётное значение F=2.397 меньше $F_{кр}$=5.05 и с вероятностью 95% мы можем утверждать, что модель гомоскедастична. Этот же вывод подтверждается после проведения теста Глейзера, так как t_0=0.254 и t_1=0.101, они оба меньше $t_{кр}$=2.16.

Далее рассмотрим лаговые модели, полученные в результате исследования того же временного периода: с 1995 по 2009 гг.

При проверке функции (3.6), которая имеет вид $Y_n=15.217*K_n^{0.493}*L_{n-2}^{0.24}*I_n^{-0.2}$ на несмещённость остатков регрессии, мы получили такие коэффициенты корреляции остатков с факторами: для K_n значение коэффициента составляет $-5.8*10^{-13}$, для L_{n-2} оно равно $-4.4*10^{-13}$, для I_n соответственно $5.2*10^{-14}$. Это однозначно указывает на несмещённость оценок параметров регрессии. Тест Гольфельда-Квандта показал для K_n значение F=3.801, для L_{n-2} F=0.214, для I_n F=0.206 при $F_{кр}$=6.388. По тесту Глейзера для K_n расчётные t_0=0.027, t_1=0.545, для L_{n-2} t_0=0.562 и t_1=–0.358, для I_n t_0=–0.686, t_1=1.816 при $t_{кр}$=2.201. С вероятностью 95% можно утверждать об отсутствии гетероскедастичности указанной модели.

Для функции (3.9) $Y_n=39.822*K_n^{0.428}*I_{n-3}^{0.180}$ коэффициенты корреляции составили: с фактором инвестиций в основной капитал текущего года $-3.9*10^{-13}$, с фактором расходов на НИОКР и инновации, взятым с лагом в три года, $-9*10^{-14}$, оценки параметров не смещены. В соответствии с тестом Гольфельда-Квандта для K_n F=4.729, для I_{n-3} F=0.404 при $F_{кр}$=9.277. Согласно тесту Глейзера значения критерия Стьюдента для соответствующих факторов таковы: t_0=0.337, t_1=0.058 и t_0=2.124, t_1=–1.325 при $t_{кр}$=2.228. Можно говорить о том, что и эта функция гомоскедастична.

Также проверим соответствие условий применения метода наименьших квадратов для модели (3.11) $Y_n=L_n^{0.738}*L_{n-2}^{0.444}$. Несмещённость оценок доказывается найденными коэффициентами корреляции факторов модели с остатками регрессии: для фактора применённого живого труда текущего года это значение –0.041, для фактора труда с лагом в два года –0.04. Отсутствие гетероскедастичности подтверждается результатами тестов. По тесту Гольфельда-Квандта для L_n F=2.129, для L_{n-2} F=0.214, тогда как $F_{кр}$=9.277. В соответствии с тестом Глейзера для L_n t_0=–0.51 и t_1=0.704; для L_{n-2} t_0=–0.572 и t_1=0.773, в то время как $t_{кр}$=2.201.

При проверке функции (3.12) $Y_n=39.89*K_n^{0.433}*K_{n-1}^{0.041}$ мы получили пофакторно такие коэффициенты корреляции с остатками регрессии: $1.6*10^{-15}$ и $1.3*10^{-15}$, т.е. смещённости оценок для данной модели не наблюдается. При применении теста Гольфельда-Квандта имеем F=1.624 для капитала текущего года и F=1.515 для капитала предшествующего года при $F_{кр}$=9.277. Согласно тесту Глейзера t_0=0.192, t_1=0.175 для K_n и t_0=0.263, t_1=0.402 для K_{n-1} тогда как $t_{кр}$=2.179. Таким образом, гетероскедастичность остатков снова не обнаружена.

Коэффициенты корреляции остатков регрессии функции (3.14) с факторами линеаризованной модели $Y_n=90.095*I_n^{0.562}*I_{n-2}^{0.38}$ составили: для фактора информации текущего года $-2.4*10^{-15}$, для фактора с лагом в два года $-7.4*10^{-16}$, таким образом делаем

вывод о том, что оценки не смещены. В соответствии с тестом Гольфельда-Квандта для I_n F=0.374, для I_{n-2} F=0.234 при $F_{кр}$=9.277; согласно тесту Глейзера для I_n t_0=0.08, t_1=1.181, а для I_{n-2} t_0=0.145, t_1=1.102 при $t_{кр}$=2.228, т.е. модель гомоскедастична.

Коэффициенты корреляции остатков регрессии функции (3.15) с факторами линеаризованной модели $Y_n=41.122*K_n^{0.419}*I_{n-2}^{0.172}$ составили соответственно $3.2*10^{-15}$ и 0.543, т.е. в модели оценки тренда объясняемой переменной смещены относительно фактора информации с двухлетним лагом. Тест Гольфельда-Квандта показал, что для фактора капитала текущего года F=3.801, для фактора информации с лагом в два года F=1.23 при $F_{кр}$=6.388. По тесту Глейзера для K_n t_0=0.754, t_1=0.048, для I_{n-2} t_0=2.142, t_1=–0.297 при $t_{кр}$=2.201. Делаем вывод об отсутствии гетероскедастичности.

Прогнозные данные, полученные с применением вышеуказанных моделей, приведены в ценах 2001 г. в таблице 7.1.

Таблица 7.1

Трендовые прогнозы ВВП с использованием долгосрочных степенных моделей типа Кобба – Дугласа

№ мо-дели	Модель	$\hat{Y}_p^{тренд}$, млрд.грн.	Относительная ошибка $\hat{Y}_p^{тренд}$, %	$\Delta\hat{Y}_p$	Доверительный интервал прогноза, млрд.грн.
3.5	$Y_n=L_n^{1.179}$	269.126	–5.0	0.180	224.767 – 322.241
3.6	$Y_n=15.217*K_n^{0.493}*L_{n-2}^{0.24}*I_n^{-0.2}$	223.614	–21.1	0.110	200.350 – 249.578
3.6*		227.911	–19.6	0.099	206.458 – 251.592
3.9	$Y_n=39.822*K_n^{0.428}*I_{n-3}^{0.180}$	268.554	–5.2	0.131	235.573 – 306.153
3.11	$Y_n=L_n^{0.738}*L_{n-2}^{0.444}$	282.370	–0.4	0.146	244.103 – 326.635
3.12	$Y_n=39.89*K_n^{0.433}*K_{n-1}^{0.041}$	242.411	–14.5	0.077	224.508 – 261.741
3.14	$Y_n=90.095*I_n^{0.562}*I_{n-2}^{0.38}$	403.377	42.3	0.182	336.325 – 483.797
3.14*		382.365	34.9	0.175	321.115 – 455.298
3.15	$Y_n=41.122*K_n^{0.419}*I_{n-2}^{0.172}$	257.698	–9.1	0.059	242.919 – 273.377

* Значение рассчитано с использованием прогнозного значения I_n с поправкой на отклонение

При этом напомним, что фактически в 2010 г. объём ВВП составил 283.381 млрд.грн. в ценах 2001 г. и относительные ошибки прогноза рассчитаны исходя из этого значения. В качестве прогнозных значений факторов были использованы трендовые значения, рассчитанные в Главе 6 (при этом для L_n 2010 г. – трендовое значение линейной функции (6.5)).

Поскольку трендовые значения фактора информации значительно отличаются от фактических, то для всех моделей, в которых расходы на НИОКР и инновации являются значимым фактором, мы дополнительно сделали прогноз ВВП на 2010 г. в ценах 2001 г., используя для фактора I_n не трендовые значения соответствующей авторегрессионной модели, а значения тренда с поправкой на отклонение от него, рассчитанной по формуле (6.16).

Как видим, наиболее точный трендовый прогноз получен с использованием модели (3.11), также достаточно близкие к фактическому значению прогнозы моделей (3.5) и (3.9). Для них, естественно, реальное значение ВВП попадает в доверительный интервал и относительная ошибка прогноза меньше 6%. Основная причина этого заключается в крайне высокой объясняющей способности данных моделей при достаточной степени доверия к параметрам регрессии.

Стоить отметить, что именно модели с факторами, трендовые значения которых наиболее близки к реальным (в основном это фактор применённого живого труда), дают в итоге более точные трендовые значения ВВП.

Прогнозы на 2010 г., полученные при помощи моделей (3.6) и (3.14), в которых в качестве одного из факторов фигурирует информация текущего года, при прогнозировании взятая как трендовое значение, полученное из функции (6.12), отличаются от фактического значения в лучшую сторону, но незначительно. Если же использовать прогноз расходов на инновации, взятый с поправкой на отклонение, относительная ошибка прогноза для ВВП уменьшается.

Для того, чтобы отобразить поправку на возможное изменение тренда для Y_n, вычисленную с использованием значений четырёх последних лет, построим сравнительную таблицу 7.2.

Таблица 7.2

Поправочные прогнозы ВВП с использованием долгосрочных степенных моделей типа Кобба – Дугласа

№ модели	Модель	$\Delta\hat{Y}_p^{попр}$	$\hat{Y}_p^{попр}$, млрд.грн.	Относительная ошибка прогноза $\hat{Y}_p^{попр}$, %
3.5	$Y_n=L_n^{1.179}$	0.059	285.625	0.8
3.6	$Y_n=15.217*K_n^{0.493}*L_{n-2}^{0.24}*I_n^{-0.2}$	0.010	225.777	–20.3
3.6*			230.115	–18.8
3.9	$Y_n=39.822*K_n^{0.428}*I_{n-3}^{0.180}$	0.019	273.628	–3.4
3.11	$Y_n=L_n^{0.738}*L_{n-2}^{0.444}$	0.021	279.631	–1.3
3.12	$Y_n=39.89*K_n^{0.433}*K_{n-1}^{0.041}$	0.036	257.811	–9.0
3.14	$Y_n=90.095*I_n^{0.562}*I_{n-2}^{0.38}$	0.004	405.128	43.0
3.14*			384.025	35.5
3.15	$Y_n=41.122*K_n^{0.419}*I_{n-2}^{0.172}$	0.008	259.718	–8.4

* Значение рассчитано с использованием прогнозного значения I_n с поправкой на отклонение

Как видим, наиболее близкие к фактическому значению прогнозы с поправкой получены с использованием указанных ранее моделей (3.5), (3.9) и (3.11). Снова «чемпионами» оказались модели, в которых значимым (а иногда и единственным) объясняющим фактором является живой труд. Качество остальных прогнозов также значительно улучшилось и относительная ошибка прогноза для них немного уменьшилась. Это свидетельствует о том, что в экономике Украины продолжаются явления, которые вызывают излом тренда экономического роста, отображаемый в различных моделях.

Во всех моделях, за исключением модели (3.15), оценки регрессии не смещены. Факт несмещенности оценок означает, что матожидание остатков от тренда в соответствующей модели равно нулю. Таким образом, теория утверждает, что построенному на основе таких моделей тренду можно доверять, и поправку к нему рассчитывать, в общем, бессмысленно. Однако практический опыт прогнозирования подтверждает ошибочность этой оптимистической точки зрения.

В целом ряде случаев оправдывается выдвигаемое нами предположение о том, что отклонение от тренда тоже необходимо прогнозировать, а затем вводить соответствующую

поправку к прогнозу, основанному на построенном тренде (см. пункт 6.2). Так, для ряда моделей (3.5, 3.6, 3.9, 3.12) несмещенный характер оценок доказан при помощи соответствующих тестов, однако прогнозирование с учетом вычисления поправки к тренду для объясняемой переменной по формуле (6.16) дает лучший результат по сравнению с трендовым значением. В то же время смещенность оценок является несомненным поводом для рассчёта поправки к трендовому значению.

7.1.2. Показательные модели типа Кобба – Дугласа

Прогнозы с использованием показательных функций также требуют предварительной проверки возможной смещённости трендовых оценок и гетероскедастичности остатков моделей.

Сначала проверим функцию (3.17) $Y_n=4.933*L_n^{0.784}*e^{0.078*In}$. Для неё коэффициенты корреляции линеаризованных факторов модели с остатками регрессии составляют соответственно $1.95*10^{-14}$ и 0.021, т.е. нулевую гипотезу о несмещённости оценок нельзя отвергнуть. Тест Гольфельда-Квандта показал, что F=1.173 для фактора применённого живого труда и F=14.845 для фактора информации при $F_{кр}=5.05$. Согласно результатам проведенного теста, наблюдается гетероскедастичность остатков для I_n. Однако, тест Глейзера этого не подтвердил, поскольку для L_n значения $t_0=0.863$, $t_1=–0.658$, для I_n $t_0=0.074$, $t_1=1.184$ и они все меньше $t_{кр}=2.16$.

Подобную проверку также проведём и для моделей с лагами. Так, для модели (3.19) $Y_n=51.836*K_{n-1}^{0.338}*e^{0.086*In}$ коэффициенты корреляции составляют –0.79 для фактора капитала предыдущего года и –0.279 для информации текущего года. По тесту Гольфельда-Квандта F=1.515 для K_{n-1} и F=0.552 для фактора информации при $F_{кр}=6.388$. Согласно же тесту Глейзера $t_0=–5.232$ и $t_1=5.826$ для K_{n-1}; $t_0=–1.008$, $t_1=1.479$ для I_n в то время как $t_{кр}=2.179$. Итак, в модели наблюдается смещённость оценок регрессии и, к тому же, – гетероскедастичность по фактору инвестиций в основной капитал, взятому с лагом в один год.

Коэффициенты корреляции между линеаризованными значениями факторов модели (3.20) $Y_n=89.582*K_{n-2}^{0.128}*e^{0.175*In}$ и остатками регрессии составили $–1.2*10^{-14}$ для K_{n-2} и –0.278 для I_n, т.е. оценки не смещены. Исходя из результатов теста Гольфельда-Квандта F=1.696 для K_{n-2}, F=0.82 для I_n в то время как $F_{кр}=6.388$. Тест Глейзера показал, что для капитала с лагом в два года $t_0=–0.117$, $t_1=1.086$ и для фактора информации с нулевым лагом $t_0=–0.959$, $t_1=2.151$ при $t_{кр}=2.201$. Таким образом можно сделать вывод о том, что модель гомоскедастична.

Наконец, для модели (3.21), которая имеет вид $Y_n=40.196*K_{n-1}^{0.454}*e^{0.02*In-3}$ парные коэффициенты корреляции каждого из факторов с остатками регрессии составили соответственно –0.273 и 0.084, что подтверждает гипотезу о несмещённости оценок тренда. По тесту Гольфельда-Квандта мы получили для K_{n-1} значение F=5.909, для I_{n-3} F=0.397 тогда как $F_{кр}=9.277$. Согласно тесту Глейзера для K_{n-1} критерии составили $t_0=–0.762$ и $t_1=–1.188$ и для I_{n-3} $t_0=0.268$, $t_1=0.566$ при $t_{кр}=2.228$. С вероятностью 95% можем утверждать, что в данной модели гетероскедастичность остатков отсутствует.

Результаты прогнозирования трендовых значений объёма ВВП на 2010 г. в ценах 2001 г. приведены в таблице 7.3.

Таблица 7.3

Трендовые прогнозы ВВП с использованием долгосрочных показательных моделей типа Кобба – Дугласа

№ модели	Модель	$\hat{Y}_p^{тренд}$, млрд.грн.	Относительная ошибка $\hat{Y}_p^{тренд}$, %	$\Delta\hat{Y}_p$	Доверительный интервал прогноза, млрд.грн.
3.17	$Y_n=4.933*L_n^{0.784}*e^{0.078*I_n}$	315.849	11.5	0.256	244.465 – 408.079
3.17*		303.513	7.1	0.223	242.776 – 379.445
3.19	$Y_n=51.836*K_{n-1}^{0.338}*e^{0.086*I_n}$	304.688	7.5	0.187	252.631 – 367.471
3.19*		291.678	2.9	0.169	246.447 – 345.210
3.20	$Y_n=89.582*K_{n-2}^{0.128}*e^{0.175*I_n}$	417.830	47.4	0.270	318.895 – 547.459
3.20*		382.223	34.9	0.248	298.374 – 489.636
3.21	$Y_n=40.196*K_{n-1}^{0.454}*e^{0.02*I_{n-3}}$	249.750	–11.9	0.085	229.311 – 271.011

* Значение рассчитано с использованием прогнозного значения I_n с поправкой на отклонение

По данным таблицы можно сделать вывод о том, что большинство построенных моделей целесообразно использовать для прогнозирования экономического роста Украины в том случае, если прогнозное значение информации берётся с поправкой на отклонение. Во первых, это вызвано большой дисперсией значений фактора расходов на НИОКР и инновации, во вторых – видом авторегрессионной функции AR(3), которая применяется для вычисления прогноза этого фактора. Кроме этого, введение поправки для данного фактора значительно сужает доверительный интервал прогноза для соответствующих моделей, что само по себе является поводом говорить о повышении его качественных характеристик.

Определим поправочные прогнозы значений ВВП на 2010 г. в таблице 7.4 (напомним, что поправка рассчитывается как средневзвешенное четырех последних отклонений наблюдаемых значений Y_n от соответствующего тренда.

Таблица 7.4

Поправочные прогнозы ВВП с использованием долгосрочных показательных моделей типа Кобба – Дугласа

№ модели	Модель	$\Delta\hat{Y}_p^{попр}$	$\hat{Y}_p^{попр}$, млрд.грн.	Относительная ошибка прогноза $\hat{Y}_p^{попр}$, %
3.17	$Y_n=4.933*L_n^{0.784}*e^{0.078*I_n}$	0.080	342.246	20.8
3.17*			328.879	16.1
3.19	$Y_n=51.836*K_{n-1}^{0.338}*e^{0.086*I_n}$	–0.014	300.420	6.0
3.19*			287.592	1.5
3.20	$Y_n=89.582*K_{n-2}^{0.128}*e^{0.175*I_n}$	0.050	439.112	55.0
3.20*			401.691	41.7
3.21	$Y_n=40.196*K_{n-1}^{0.454}*e^{0.02*I_{n-3}}$	–0.030	242.321	–14.5

* Значение рассчитано с использованием прогнозного значения I_n с поправкой на отклонение

По нашему мнению, в показательных моделях поправка к тренду объясняемой переменной (ВВП) не нужна. В отличие от применения поправки к фактору I, поправка к окончательному тренду для Y лишь ухудшает качество прогнозов, как свидетельствует сопоставление относительных ошибок прогнозов в таблицах 7.3 и 7.4. Только для модели (3.19), в которой наблюдалась смещённость оценок регрессии и гетероскедастичность остатков, качество прогноза улучшилось, но и без поправки, введенной в тренд ВВП, прогноз по ней был наилучшим среди всех показательных моделей.

7.1.3. Модели экономического роста в приращениях

Модели в приращениях являются линейными. Тем не менее, мы произвели проверку всех моделей на несмещённость остатков путём определения коэффициентов корреляции между каждым из факторов и остатками регрессии, при этом во всех случаях нулевая гипотеза подтвердилась.

Применение теста Гольдфельда-Квандта подтвердило гомоскедастичность каждой из моделей. Но тест Глейзера по каждой из моделей дал совершенно обратный результат: все они оказались гетероскедастичными. К примеру, для модели (3.23) по фактору ΔK_n t_0=–2.095, t_1=4.795, по фактору L_n t_0=0.110, t_1=3.719 в то время как $t_{кр}$=2.179. Для модели (3.28) по ΔI_n t_0=0.107, t_1=3.637, по I_{n-1} t_0=–0.340, t_1=3.632 при $t_{кр}$=2.262. Мы считаем, что применение теста Глейзера в подобных моделях нецелесообразно по смыслу, поскольку поведение остатков регрессии моделей в приращениях не вполне адекватно характеризует разброс значений объясняемой переменной.

Для определения качественных характеристик прогнозов используем показатель фактического прироста ВВП за 2010 г. $\Delta Y_{2010\text{-}2009}$ = 283.381 – 272.332 = 11.049 (млрд.грн.) в ценах 2001 года.

Спрогнозированные трендовые значения приращения ВВП 2010 г. в ценах 2001 г. представлены в таблице 7.5.

Таблица 7.5

Трендовые значения прироста ВВП с использованием долгосрочных моделей в приращениях

№ модели	Модель	Трендовое значение прироста, млрд.грн.	Относительная ошибка трендового прогноза, %	$\Delta\hat{Y}_p$, млрд. грн.	Доверительный интервал прогноза, млрд.грн.
3.23	ΔY_n=0.875* +1.14*ΔL_n	3.472	–68.6	28.551	–25.079 – 32.023
3.26	ΔY_n=4.117+1.517*ΔK_n+4.927*ΔI_{n-1}	–4.714	–142.7	13.105	–17.819 – 8.390
3.28	ΔY_n=6.539+22.294*ΔI_n+12.782*ΔI_{n-1}	22.695	105.4	36.078	–13.383 – 58.773
3.28*		11.377	3.0	34.3708	–22.993 – 45.747
3.29	ΔY_n=22.459*ΔI_n+15.7*ΔI_{n-1}	11.494	4.0	42.917	–31.423 – 54.411
3.29*		0.093	–99.2	40.885	–40.793 – 40.978
3.30	ΔY_n=15.49–2.376*ΔK_{n-1}+ +29.076*ΔI_n+33.116*ΔI_{n-1}	88.806	703.7	46.782	42.024 – 135.588
3.30*		74.045	570.2	44.397	29.648 – 118.443
3.31	ΔY_n=8.279–0.735*ΔK_{n-1}+ +25.253*ΔI_n+17.969*ΔI_{n-1}	45.473	311.6	44.413	1.060 – 89.886
3.31*		32.653	195.5	42.057	–9.404 – 74.710
3.33	ΔY_n=0.634*ΔL_{n-1}+ +22.821*ΔI_n+13.829*ΔI_{n-1}	29.551	167.4	85.887	–56.337 – 115.438
3.33*		16.731	51.4	82.408	–65.677 – 99.138

* Значение рассчитано с использованием прогнозного значения I_n с поправкой на отклонение

Модели в приращениях при прогнозировании дают разнообразные результаты, но большинство из них позволяет построить приемлемый интервал доверия для объясняемой переменной. Причём использование прогноза приращения фактора информации в 2010 г. с поправкой на отклонение как улучшает прогноз (модель (3.28)), так и может его ухудшить (модель (3.29)). Заметим, что в модели (3.28) степень доверия к свободному члену была менее 95%, поэтому использовать ее для целей прогнозирования можно лишь условно и, как мы видим, при ее применении необходима поправка для значений фактора I. Модель (3.29) содержит лишь факторы, значимые на уровне свыше 96%, так что она дает качественный прогноз и без поправки, которая лишь отклоняет прогнозное значение от фактически наблюдаемого.

Попытаемся улучшить качество прогнозов, используя поправку на отклонение от трендового значения прироста ВВП в таблице 7.6.

Таблица 7.6

Поправочные прогнозы прироста ВВП с использованием долгосрочных моделей в приращениях

№ модели	Модель	$\Delta\hat{Y}_p^{попр}$, млрд.грн.	Прогнозное значение прироста с поправкой на отклонение, млрд.грн.	Относительная ошибка прогноза, %
3.23	$\Delta Y_n=0.875*\Delta K_n+1.14*\Delta L_n$	5.043	8.515	–22.9
3.26	$\Delta Y_n=4.117+1.517*\Delta K_n+4.927*\Delta I_{n-1}$	0.411	–4.303	–138.9
3.28	$\Delta Y_n=6.539+22.294*\Delta I_n+12.782*\Delta I_{n-1}$	–5.118	17.577	59.1
3.28*			6.260	–43.3
3.29	$\Delta Y_n=22.459*\Delta I_n+15.7*\Delta I_{n-1}$	1.162	12.655	14.5
3.29*			1.254	–88.6
3.30	$\Delta Y_n=15.49–2.376*\Delta K_{n-1}+$ $+29.076*\Delta I_n+33.116*\Delta I_{n-1}$	–0.129	88.677	702.6
3.30*			73.916	569.0
3.31	$\Delta Y_n=8.279–0.735*\Delta K_{n-1}+$ $+25.253*\Delta I_n+17.969*\Delta I_{n-1}$	–1.897	43.576	294.4
3.31*			30.756	178.4
3.33	$\Delta Y_n=0.634*\Delta L_{n-1}+$ $+22.821*\Delta I_n+13.829*\Delta I_{n-1}$	–6.130	23.420	112.0
3.33*			10.600	–4.1

* Значение рассчитано с использованием прогнозного значения I_n с поправкой на отклонение

Как видим, средняя относительная ошибка прогноза уменьшилась, что подтверждает вывод о продолжении изменения динамики экономического роста Украины в 2010 г. Тем не менее модели в приращениях в долгосрочном периоде имеют слишком большой разброс прогнозов, очень широкий интервал доверия, на основании которого трудно сделать содержательные выводы, и очень большую относительную ошибку прогноза.

7.2. Прогнозирование экономического роста по среднесрочным моделям

7.2.1. Степенные модели типа Кобба – Дугласа

Для периода 2000-2009 гг. нами также построены несколько адекватных и значимых моделей, пригодных для прогнозирования. Их необходимо проверить на несмещённость оценок и гомоскедастичность. Сразу заметим, что, проводя вторую проверку, мы ограничились тестом Глейзера, применение теста Гольфельда-Квандта в большинстве случаев невозможно из-за небольшого количества наблюдений.

Мы определили коэффициенты корреляции между факторами модели (5.2) $Y_n=28.519*K_n^{0.642}*I_n^{-0.29}$ и остатками регрессии: для фактора инвестиций в основной капитал

значение коэффициента составляет $-1.9*10^{-15}$, а для расходов на НИОКР и инновации оно равно $-1.6*10^{-15}$, таким образом оценки тренда не смещены. Тест Глейзера позволил определить гомоскедастичность модели, поскольку t_0=0.082, t_1=0.341 для K_n и t_0=–0.764, t_1=1.744 для I_n, все значения меньше $t_{кр}$=2.667.

Для функции (5.3) $Y_n=41.261*K_n^{0.465}$ коэффициент корреляции объясняющей переменной с остатками регрессии $-4.62*10^{-15}$, наблюдается несмещённость остатков. Но при этом тест Глейзера показал, что t_0=–0.059, а t_1=23.197 при $t_{кр}$=2.306, т.е. модель гетероскедастична по K_n.

Проверка функции (5.5) $Y_n=K_{n-4}^{-0.751}*L_{n-3}^{1.793}$ показала, что коэффициент корреляции для K_{n-4} равен 0.004, для L_{n-3} составляет 0.011, т.е. оценки регрессии не смещены. По тесту Глейзера для K_{n-4} рассчитаны t_0=1.883, t_1=–1.463, для L_{n-3} t_0=1.804, t_1=–1.639 в то время как $t_{кр}$=2.776. С вероятностью 95% можно утверждать об отсутствии гетероскедастичности остатков указанной модели.

Исходя из динамических рядов остатков и факторов регрессии модели (5.7) $Y_n=22.507*K_n^{0.283}*L_{n-3}^{0.292}$, коэффициенты корреляции составили: с фактором инвестиций в основной капитал текущего года $-7.9*10^{-15}$, с заработной платой лиц, работающих по найму, взятой с лагом в три года $4.6*10^{-15}$, таким образом, можно сделать вывод о несмещённости оценок. Согласно тесту Глейзера значения критерия Стьюдента таковы: для K_n t_0=–0.618, t_1=0.844, для L_{n-3} t_0=–4.514, t_1=4.863 при $t_{кр}$=2.571. Функция гетероскедастична по второму фактору.

Также проверим соответствие условий применения метода наименьших квадратов для модели (5.9) $Y_n=121.487*I_n^{0.338}*I_{n-1}^{0.187}*I_{n-2}^{0.168}$. Несмещённость оценок доказывается найденными коэффициентами корреляции факторов модели с остатками регрессии, которые последовательно составили: $1.7*10^{-14}$, $7.4*10^{-15}$ и $-9.9*10^{-16}$. Отсутствие гетероскедастичности подтверждается результатами теста Глейзера, по которому мы получили для I_n t_0=0.455 и t_1=0.258; для I_{n-1} t_0=–0.034 и t_1=0.688, для I_{n-2} t_0=–0.341 и t_1=1.084, в то время как $t_{кр}$=2.571.

При проверке функции (5.10) $Y_n=132.872*I_n^{0.289}*I_{n-1}^{0.32}$, полученной в результате исключения одного параметра из функции (5.9), мы получили такие коэффициенты корреляции с остатками регрессии: $1.0*10^{-14}$ и $1.0*10^{-14}$, т.е. смещённость оценок для модели не наблюдается, и необходимость её повторно проверять в случае некоторого видоизменения исходной функции, как правило, отсутствует. При применении теста Глейзера t_0=0.524, t_1=0.273 для I_n и t_0=0.589, t_1=0.171 для I_{n-1}, тогда как $t_{кр}$=2.571. Таким образом, гетероскедастичность модели снова не обнаружена.

Модель (5.11) $Y_n=104.564*I_n^{0.456}*I_{n-1}^{0.365}$ получили вследствие увеличения количества наблюдений предыдущей модели на один год. Коэффициенты корреляции остатков регрессии функции с факторами линеаризованной модели составили: для фактора информации текущего года $1.4*10^{-16}$, для фактора с лагом в один год $2.6*10^{-15}$, таким образом оценки не смещены и снова, по нашему мнению, повторная проверка (в случае добавления небольшого количества наблюдений) излишня. Согласно тесту Глейзера для I_n t_0=3.034, t_1=–1.805, а для I_{n-1} t_0=0.126, t_1=0.677 при $t_{кр}$=2.365, т.е. модель гомоскедастична.

Коэффициенты корреляции остатков регрессии функции (5.13) $Y_n=37.789*K_n^{0.315}*K_{n-1}^{0.109}*K_{n-2}^{0.067}$ с факторами модели составили: для K_n соответственно $-7.6*10^{-15}$, для K_{n-1} – $2.6*10^{-15}$ и для K_{n-2} $-1.3*10^{-14}$, т.е. в данной модели оценки тренда объясняемой переменной не смещены. По тесту Глейзера для K_n t_0=–0.739, t_1=0.917, для K_{n-1} t_0=–2.462, t_1=2.773 и для K_{n-2} t_0=–3.289, t_1=3.715 при $t_{кр}$=2.571. Делаем вывод о наличии гетероскедастичности модели по последним двум факторам (кстати, степень доверия именно к этим регрессорам была наименьшей).

Модель (5.14) $Y_n=38.784*K_n^{0.297}*K_{n-1}^{0.186}$ получена вследствие исключения из модели (5.13) фактора капитала с лагом в два года, проверку несмещённости оценок для неё не

проводим. Тест Глейзера выявил, что t_0=0.014, t_1=0.125 для K_n и t_0=0.238, t_1=–0.062 для K_{n-1} при том, что $t_{кр}$=2.571. Значит, путём исключения наименее значимой переменной удалось избавится и от гетероскедастичности.

Также не проверяем на смещённость оценок функцию (5.15) $Y_n=41.096*K_n^{0.291}*K_{n-1}^{0.179}$, которая получена как результат добавления одного наблюдения к динамическим рядам переменных, используемых в модели (5.14). Согласно тесту Глейзера в модели (5.15) t_0=–0.626 и t_1=0.897 для фактора K_n t_0=–0.708 и t_1=1.047 для фактора K_{n-1} тогда как $t_{кр}$=2.364, модель также гомоскедастична.

Проверка модели (5.17), представленной в виде $Y_n=L_n^{0.586}*L_{n-2}^{0.608}$, позволила получить следующие коэффициенты корреляции остатков регрессии со значениями объясняющих переменных: с фактором применённого живого труда текущего года –0.647, с этим же фактором с лагом в два года –0.332, таким образом, оценки регрессии не смещены. Результаты теста Глейзера для L_n t_0=0.691, t_1=–0.613, а для L_{n-2} t_0=–0.793, t_1=0.963 при $t_{кр}$=2.571, гетероскедастичность модели отсутствует.

Функцию (5.18) $Y_n=L_n^{0.644}*L_{n-2}^{0.540}$, полученную путём увеличения временного интервала на одно наблюдение, на смещённость оценок не проверяем. Согласно тесту Глейзера имеем: для L_n t_0=0.445, t_1=–0.361, для L_{n-2} t_0=–0.354, t_1=0.517 в то время как $t_{кр}$=2.447, т.е. модель гомоскедастична.

Трендовые значения прогнозов на 2010 г. в ценах 2001 г., полученные с применением всех проверенных моделей, и доверительные интервалы прогнозов представлены в таблице 7.7.

При среднесрочном прогнозировании мы на примере моделей (5.17) и (5.18) получили подтверждение того тезиса, что именно модели с факторами, трендовые значения которых наиболее близки к реальным, дают наиболее качественные трендовые прогнозы. Впрочем, заслуживает внимания и тот факт, что фактическое значение ВВП 2010 года попало в доверительный интервал, рассчитанный для большинства полученных функций.

При этом стоить заметить, что не всегда исключение из модели одного из факторов, уровень доверия к которому от 90 до 95%, приводит к улучшению её прогнозных характеристик. В то же время небольшое расширение временного интервала исследования (во всяком случае для экономики Украины 2000-2009 гг.) в большинстве случаев позволяет получить более точный прогноз.

В таблице 7.8 рассчитаны значения прогноза с поправкой для объясняемой переменной Y_n.

Таблица 7.7

Трендовые прогнозы ВВП с использованием среднесрочных степенных моделей типа Кобба – Дугласа

№ мо-дели	Модель	$\hat{Y}_p^{тренд}$, млрд.грн.	Относительная ошибка $\hat{Y}_p^{тренд}$, %	$\Delta\hat{Y}_p$	Доверительный интервал прогноза, млрд.грн.
5.2	$Y_n=28.519*K_n^{0.642}* I_n^{-0.29}$	199.399	–29.6	0.227	158.876 – 250.257
5.2*		204.986	–27.7	0.201	167.694 – 250.273
5.3	$Y_n=41.261*K_n^{0.465}$	242.089	–14.6	0.113	216.288 – 270.968
5.5	$Y_n=K_{n-4}^{-0.751}*L_{n-3}^{1.793}$	232.599	–17.9	0.386	158.123 – 342.154
5.7	$Y_n=22.507*K_n^{0.283}* L_{n-3}^{0.292}$	267.435	–5.6	0.047	255.144 – 280.319
5.9	$Y_n=121.487*I_n^{0.338}*I_{n-1}^{0.187}* *I_{n-2}^{0.168}$	323.298	14.1	0.182	269.544 – 387.771
5.9*		313.048	10.5	0.173	263.381 – 372.080
5.10	$Y_n=132.872*I_n^{0.289}*I_{n-1}^{0.32}$	287.954	1.6	0.170	242.928 – 341.325
5.10*		280.136	–1.1	0.159	238.836 – 328.577
5.11	$Y_n=104.564*I_n^{0.456}*I_{n-1}^{0.365}$	314.131	10.9	0.144	271.952 – 362.853
5.11*		300.763	6.1	0.136	262.608 – 344.461
5.13	$Y_n=37.789*K_n^{0.315}*K_{n-1}^{0.109}* *K_{n-2}^{0.067}$	254.638	–10.1	0.054	241.302 – 268.710
5.14	$Y_n=38.784*K_n^{0.297}*K_{n-1}^{0.186}$	243.905	–13.9	0.033	236.081 – 251.988
5.15	$Y_n=41.096*K_n^{0.291}*K_{n-1}^{0.179}$	245.035	–13.5	0.026	238.848 – 251.382
5.17	$Y_n=L_n^{0.586}*L_{n-2}^{0.608}$	288.905	1.9	0.170	243.822 – 342.324
5.18	$Y_n=L_n^{0.644}*L_{n-2}^{0.540}$	288.202	1.7	0.145	249.301 – 333.173

* Значение рассчитано с использованием прогнозного значения I_n с поправкой на отклонение

Таблица 7.8

Поправочные прогнозы ВВП с использованием среднесрочных степенных моделей типа Кобба – Дугласа

№ модели	Модель	$\Delta\hat{Y}_p^{попр}$	$\hat{Y}_p^{попр}$, млрд.грн.	Относительная ошибка прогноза $\hat{Y}_p^{попр}$, %
5.2	$Y_n=28.519*K_n^{0.642}*I_n^{-0.29}$	0.029	205.326	–27.5
5.2*			211.080	–25.5
5.3	$Y_n=41.261*K_n^{0.465}$	0.047	253.723	–10.5
5.5	$Y_n=K_{n-4}^{-0.751}*L_{n-3}^{1.793}$	–0.004	231.691	–18.2
5.7	$Y_n=22.507*K_n^{0.283}*L_{n-3}^{0.292}$	–0.001	267.105	–5.7
5.9	$Y_n=121.487*I_n^{0.338}*I_{n-1}^{0.187}*I_{n-2}^{0.168}$	0.000	323.155	14.0
5.9*			312.910	10.4
5.10	$Y_n=132.872*I_n^{0.289}*I_{n-1}^{0.32}$	0.011	291.050	2.7
5.10*			283.148	–0.1
5.11	$Y_n=104.564*I_n^{0.456}*I_{n-1}^{0.365}$	0.001	314.593	11.0
5.11*			301.205	6.3
5.13	$Y_n=37.789*K_n^{0.315}*K_{n-1}^{0.109}*K_{n-2}^{0.067}$	0.000	254.662	–10.1
5.14	$Y_n=38.784*K_n^{0.297}*K_{n-1}^{0.186}$	0.002	244.319	–13.8
5.15	$Y_n=41.096*K_n^{0.291}*K_{n-1}^{0.179}$	0.003	245.779	–13.3
5.17	$Y_n=L_n^{0.586}*L_{n-2}^{0.608}$	0.001	289.169	2.0
5.18	$Y_n=L_n^{0.644}*L_{n-2}^{0.540}$	0.002	288.762	1.9

* Значение рассчитано с использованием прогнозного значения I_n с поправкой на отклонение

На наш взгляд тот факт, что для прогнозных значений с поправкой на отклонения в большей половине случаев мы получили большую относительную ошибку прогноза, нежели для трендовых значений, свидетельствует о том, что излом тренда по среднесрочным моделям в 2010 г. не предполагается.

Заметим, что вновь (так же, как и в долгосрочном периоде) наилучшие прогнозы обеспечивают степенные модели, включающие в качестве доминантных факторов живой труд: более качественные модели в целом обеспечивают более высокое качество прогноза.

7.2.2. Показательные модели типа Кобба – Дугласа

Проверяя на смещённость оценок показательную модель (5.20) $Y_n=30.834*K_n^{0.592}*e^{-0.065*In}$, мы получили коэффициенты корреляции остатков регрессии с факторами: K_n $3.5*10^{-15}$, с I_n $4.1*10^{-15}$. Это означает, что нулевую гипотезу нельзя отвергнуть и оценки тренда объясняемой переменной не смещены. Тест Глейзера показал, что для K_n значения $t_0=0.036$, $t_1=0.323$, для I_n $t_0=–0.864$, $t_1=1.817$ при $t_{кр}=2.301$, т.е. модель гомоскедастична.

По модели (5.22) $Y_n=48.332*L_{n-3}^{0.327}*e^{0.068*In}$ коэффициенты корреляции с остатками регрессии составляют $1.2*10^{-14}$ для фактора труда с лагом в три года и $1.9*10^{-15}$ для фактора информации текущего года, таким образом наблюдаем несмещённость оценок. Согласно тесту Глейзера $t_0=0.800$ и $t_1=–0.686$ для L_{n-3}, $t_0=–0.226$ и $t_1=0.879$ для I_n в то время как $t_{кр}=2.776$, т.е. модель гомоскедастична.

Модель (5.23) в виде $Y_n=38.169*L_{n-3}^{0.373}*e^{0.073*In}$ получена как результат расширения временного интервала на один год для модели (5.22), поэтому мы не проверяем её на несмещённость оценок. Результаты теста Глейзера следующие: для L_{n-3} критерии составили $t_0=–0.008$ и $t_1=0.162$, а для I_n $t_0=–0.075$ и $t_1=0.88$ при $t_{кр}=2.571$. С вероятностью 95% можем утверждать, что в данной модели гетероскедастичность отсутствует.

Результаты прогнозирования трендовых значений объёма ВВП на 2010 г. в ценах 2001 г. по среднесрочным показательным моделям приведены в таблице 7.9.

Таблица 7.9

Трендовые прогнозы ВВП с использованием среднесрочных показательных моделей типа Кобба – Дугласа

№ модели	Модель	$\hat{Y}_p^{тренд}$, млрд.грн.	Относительная ошибка $\hat{Y}_p^{тренд}$, %	$\Delta\hat{Y}_p$	Доверительный интервал прогноза, млрд.грн.
5.20	$Y_n=30.834*K_n^{0.592}*e^{-0.065*I_n}$	203.589	–28.2	0.263	156.519 – 264.814
5.20*		210.467	–25.7	0.221	168.760 – 262.482
5.22	$Y_n=48.332*L_{n-3}^{0.327}*e^{0.068*I_n}$	339.965	20.0	0.154	291.540 – 396.434
5.22*		328.448	15.9	0.135	286.947 – 375.951
5.23	$Y_n=38.169*L_{n-3}^{0.373}*e^{0.073*I_n}$	343.481	21.2	0.128	302.113 – 390.514
5.23*		329.683	16.8	0.114	295.539 – 370.866

* Значение рассчитано с использованием прогнозного значения I_n с поправкой на отклонение

Снова (как и в долгосрочном периоде) для показательных моделей подтверждается тезис о том, что использование прогнозного значения расходов на НИОКР и инновации в 2010 г. с поправкой на отклонение дает более точный прогноз. Но при этом в среднесрочной перспективе все показательные модели позволяют построить доверительный интервал, в который реально наблюдаемое значение не попадает: в одних случаях прогноз пессимистический (если коэффициент при факторе информации с отрицательным знаком), а в других – слишком оптимистичен (если коэффициент при факторе информации с положительным знаком).

Этот результат содержит явный намек на то, что применение степенно-показательной формулы (1.2) является адекватным на более долгосрочных интервалах, намного превосходящих продолжительность промышленного цикла. В среднесрочном периоде нет оснований предполагать, что по отношению к фактору информации имеет место факт возрастающей отдачи, тогда как для более длительных временных промежутков это допущение для ряда макросистем имеет под собой некоторые основания.

Влияние поправки для объясняемой переменной, отражающей возможность излома трендов в 2010 г., на прогнозы, полученные при помощи этих трендов, отражено в таблице 7.10.

Таблица 7.10

Поправочные прогнозы ВВП с использованием среднесрочных показательных моделей типа Кобба – Дугласа

№ модели	Модель	$\Delta\hat{Y}_p^{попр}$	$\hat{Y}_p^{попр}$, млрд.грн.	Относительная ошибка прогноза $\hat{Y}_p^{попр}$, %
5.20	$Y_n=30.834*K_n^{0.592}*e^{-0.065*I_n}$	–0.080	211.290	–25.4
5.20*			218.429	–22.9
5.22	$Y_n=48.332*L_{n-3}^{0.327}*e^{0.068*I_n}$	–0.002	339.166	19.7
5.22*			327.675	15.6
5.23	$Y_n=38.169*L_{n-3}^{0.373}*e^{0.073*I_n}$	–0.004	342.046	20.7
5.23*			329.683	16.3

* Значение рассчитано с использованием прогнозного значения I_n с поправкой на отклонение

По всем моделям прогнозы также улучшились. Мы это объясняем именно видом функции, в которой зависимость ВВП от фактора информации текущего года экспоненциальная и динамика меняется в среднесрочной перспективе.

7.2.3. Модели экономического роста в приращениях

Результаты прогнозирования трендовых значений на 2010 г. в ценах 2001 г. с использованием линейных моделей приращения ВВП представлены в таблице 7.11.

Таблица 7.11

Трендовые значения прироста ВВП с использованием среднесрочных моделей в приращениях

№ модели	Модель	Трендовое значение прироста, млрд.грн.	Относительная ошибка трендового прогноза, %	$\Delta\hat{Y}_p$, млрд. грн.	Доверительный интервал прогноза, млрд.грн.
5.25	$\Delta Y_n=5.308+1.454*\Delta K_n+0.295*\Delta L_n$	2.398	–78.3	11.320	–8.320 – 13.718
5.26	$\Delta Y_n=6.202+1.541*\Delta K_n$	5.707	–32.2	10.404	–4.698 – 16.110
5.28	$\Delta Y_n= -27.498+3.573*\Delta L_{n-3}$	–49.013	–543.6	45.081	–91.713 – 1.551
5.31	$\Delta Y_n= 9.852+1.832*\Delta K_n-19.166*\Delta I_{n-3}$	–18.209	–264.8	32.896	–51.105 – 14.687
5.35	$\Delta Y_n=6.537+1.555*\Delta K_n$	6.036	–45.4	20.893	–14.857 – 26.929
5.37	$\Delta Y_n=12.333+1.576*\Delta K_n-0.85*\Delta K_{n-3}$	11.825	7.0	10.815	1.010 – 22.640

* Значение рассчитано с использованием прогнозного значения I_n с поправкой на отклонение

Как видим, в среднесрочной перспективе использование моделей экономического роста в приращениях является в целом более приемлемым для прогнозирования, чем в долгосрочной, особенно если рассматривать не отдельные трендовые значения, а интервал прогноза. Впрочем, для модели (5.37) относительная ошибка прогноза трендового значения составила всего 7%. В связи с этим выдвинем гипотезу о том, что наилучшее применение модели в приращениях получат всё-таки в краткосрочной перспективе.

Кстати, данные таблицы 7.11 развеивают миф о том, что для прогнозирования следует использовать разные модели, а затем усреднять результаты, полученные с их помощью. Этот

весьма распространенный миф основан на убеждении, будто разные модели при прогнозировании порождают прогнозы, отклоняющиеся от фактически наблюдаемых значений в разные стороны, поэтому при усреднении их результатов отклонения взаимно уничтожаются. Модели в приращениях, как вытекает из данных таблицы 7.11, за исключением одной, пессимистично настроены по отношению к прогнозному значению прироста ВВП, так что усреднение их результатов менее надежно, чем использование моделей более высокого качества.

Проверим, как отразилось на качестве прогноза применение поправки на отклонение (Таблица 7.12).

Таблица 7.12

Поправочные прогнозы прироста ВВП с использованием среднесрочных моделей в приращениях

№ мо-дели	Модель	$\Delta\hat{Y}^{попр}_{p}$, млрд.грн.	Прогнозное значение прироста с поправкой на отклонение, млрд.грн.	Относи-тельная ошибка прогноза, %
5.25	$\Delta Y_n=5.308+1.454*\Delta K_n+0.295*\Delta L_n$	0.882	3.280	–70.3
5.26	$\Delta Y_n=6.202+1.541*\Delta K_n$	–0.818	4.887	–55.8
5.28	$\Delta Y_n= -27.498+3.573*\Delta L_{n-3}$	–1.420	–50.433	–556.4
5.31	$\Delta Y_n= 9.852+1.832*\Delta K_n-19.166*\Delta I_{n-3}$	0.470	–17.739	–260.6
5.35	$\Delta Y_n=6.537+1.555*\Delta K_n$	27.771	33.808	206.0
5.37	$\Delta Y_n=12.333+1.576*\Delta K_n-0.85*\Delta K_{n-3}$	–6.581	5.244	–52.5

Как видим из таблиц 7.11 и 7.12, по большинству моделей трендовые значения более близки к фактическому, чем значения тренда с поправкой. Это значит, что динамика экономического роста, наблюдаемая в 2000-2009 гг., продолжится и в 2010 г.

Выводы

5. Значительная часть построенных моделей позволяет получить доверительный интервал, в который попадает фактическое значение показателя за 2010 г. При этом трендовые значения прогноза наиболее близки к реальным в том случае, если прогнозы их факторов не показали большого отклонения от своего фактического значения.
6. Поправку на возможное отклонение от тренда нужно обязательно вводить для тех моделей, для которых обнаружена смещённость оценок тренда, но это не означает, что в моделях с несмещёнными трендами она бесполезна. При её применении мы наблюдаем улучшение прогноза в основном для моделей, построенных по данным долгосрочного периода. По нашему мнению это свидетельствует о том, что в 2010 г. наблюдается (продолжается) излом тренда, в то время как динамика экономического роста, наблюдаемая в 2000-2009 гг., продолжится и в 2010 г.
7. При прогнозировании с помощью моделей, для одного из факторов которых наблюдался излом тренда в прогнозируемом периоде, прогнозное значение этого фактора лучше использовать с поправкой на отклонение. Это в большинстве случаев позволяет как получить более близкое к реальному трендовое значение прогноза, так и немного сузить доверительный интервал прогноза.
8. Применение степенных моделей типа Кобба – Дугласа в целом приводит к лучшим результатам, чем применение степенно-показательных моделей, в которые фактор информации входит мультипликативно в виде показательный функции.

9. Более качественные модели обеспечивают в целом лучшую точность прогноза. Среди степенных моделей (как в долгосрочном, так и в среднесрочном периоде) это модели, ведущим фактором которых выступает стоимостной объем примененного живого труда.
10. Модели в приращениях в долгосрочном периоде имеют слишком большой разброс прогнозных значений, весьма широкий интервал доверия и очень большую относительную ошибку прогноза. По нашему мнению, их лучше использовать для получения средне- и краткосрочных прогнозов.
11. Исключение из модели одного из факторов, уровень доверия к которому от 90 до 95%, не всегда приводит к улучшению её прогнозных характеристик. В то же время небольшое расширение временного интервала наблюдений (во всяком случае для экономики Украины 2000-2009 гг.) позволяет получить более точный прогноз.
12. Необходимость проверки на несмещённость оценок при исключении из модели одного из факторов или незначительного расширения интервала регрессии отсутствует. Исключение из модели незначимого параметра в отдельных случаях позволяет избавиться от гетероскедастичности модели.
13. Применение теста Глейзера в моделях экономического роста в приращениях нецелесообразно по смыслу, поскольку поведение остатков регрессии такого рода моделей не характеризует разброс значений объясняемой переменной.

Глава 8
Феномен «роста на ожиданиях» и релятивистская концепция времени в экономике

Если вы захотите сперва написать свои мемуары, а потом попытаться по ним прожить, то ваша жизнь будет существенно зависеть от того, что вы там напишете. Ожидание определенных событий их вызывает, изменяя поведение агентов, ожидающих эти события и причастных к ним.

«Классическая» концепция времени основана на механистическом представлении, согласно которому время – это череда событий, происходящих с объектом и направленная линейно: прошлое – настоящее – будущее. Релятивистская концепция времени основана на представлении, согласно которому время – это последовательность не событий, а *состояний* объекта, каждое из которых является для него настоящим [3]. Иными словами, время – это цепочка последовательно переживаемых объектом состояний: «теперь» - «теперь» - «теперь» - «теперь»… Не мы проходим сквозь время, проживая определенные события, а время проходит сквозь нас, изменяя наши состояния.

Теперь самое главное. Состояния, в которых пребывает объект, зависят не только от прошлых, но и от будущих событий, которые еще произойдут на его жизненном пути (в его жизненном цикле). Собственно, поэтому данная концепция и называется релятивистской. Классическая концепция времени не давала возможности оценить воздействие будущих событий на текущее состояние изучаемого объекта, релятивизм предоставляет нам такую возможность. Как писал Оскар Уайльд, прошлое можно стереть раскаянием, забвением или отречением; будущее же – неотвратимо.

Что такое релятивизм в экономике, хорошо известно на примере так называемой ожидаемой инфляции: некоторые последствия инфляционных процессов наступают *раньше* причин, которые их вызывают.

С развитием математического аппарата, осуществляющего интеллектуальный анализ данных (в частности, аппарата эконометрики), появилась возможность не только теоретически осмыслить релятивистскую концепцию времени в экономике, но и количественно ее смоделировать.

Вначале (главы 3-5), рассматривая только положительные лаги, с которыми вовлечение факторов производства в хозяйственный оборот воздействует на объем текущего ВВП, мы предполагали, что «роста на ожиданиях» быть не может, т.е. текущий уровень ВВП не может возрастать *вследствие* вовлечения ресурсов в последующих временных периодах.

Однако даже простой логический анализ убеждает в том, что у нас нет разумных оснований отбрасывать такую возможность. Даже с точки зрения линейной авторегрессии, которой, как мы показали, подчиняются и сам объем реального ВВП, и объемы всех факторов производства, можно сказать, что динамика соответствующих показателей зависит от своих предшествующих значений, а можно, «развернув» те же формулы в обратном направлении, утверждать, что эта динамика испытывает на себе влияние *последующих* значений этих же факторов. Соответствующие уравнения регрессии тоже окажутся адекватными и значимыми по всем показателям.

Далее в этой главе мы покажем, что факторные регрессионные модели тоже в известном смысле обратимы, и можно проследить изменения текущего объема ВВП в зависимости от объемов факторов производства, вовлекаемых в хозяйственный оборот в последующие временные периоды. Наличие факторных регрессионных моделей с отрицательными лагами показывает возможность роста на ожиданиях в исследуемой макросистеме.

Вновь напомним о том, что наличие значимых и адекватных регрессионных моделей ничего не говорит о причинной связи между объясняемой переменной и объясняющими ее динамику факторами, хотя и не исключает ее наличия.

8.1. Модели для периода 1995-2009 гг.

Используя годовые приращения каждого из показателей в сопоставимых ценах, приведенные в таблице 3.8, оценим временной лаг, возникающий между ожидаемым вовлечением каждого из факторов в производство и опережающей отдачей от такого ожидания. Для этого построим таблицу коэффициентов линейной парной корреляции годовых приращений регрессоров с приращением объема ВВП (Таблица 8.1) с отрицательными лагами от 0 до 5 лет (половина продолжительности промышленного цикла).

Таблица 8.1

Линейная парная корреляция с □Y

Лаги (лет)	□K	□L	□I
0	–0.09507	0.75680	0.74097
–1	0.50672	0.53716	0.16213
–2	0.54329	0.32919	0.23178
–3	0.78527	0.04508	0.62977
–4	–0.05384	–0.13942	–0.06375
–5	–0.59119	–0.70634	–0.53542

Исследуя временные лаги между приращениями объясняемой переменной Y и приращениями объясняющих ее динамику факторов, обнаруживаем наиболее высокую парную линейную корреляцию зависимой переменной с объемом инвестиций в основной капитал с лагом –3 года и значимую корреляцию с лагом –1, –2 года; с объёмом вовлеченного живого труда с нулевым лагом и значимую корреляцию с лагом –1 год; с объёмом расходов на инновации с нулевым лагом и значимую корреляцию с лагом –3 года.

Построим степенные модели типа Кобба – Дугласа, используя указанные лаги для одного из факторов. При этом будем пользоваться методом включения-исключения регрессоров и изменения лага с целью добиться адекватности самой модели и значимости её параметров.

Модель типа Кобба – Дугласа при условии отрицательного двухлетнего лага для K и нулевого лага для I после исключения из неё незначимого фактора L имеет вид:

$$Y_n=71.433*K_{n+2}^{0.135}*I_n^{0.62} \qquad (8.1)$$

Модель адекватна: R^2=0.947, F-критерий значимый, все P-Значения в пределах нормы (см. таблицу 8.2).

Таблица 8.2

Эконометрические характеристики модели (8.1) зависимости ВВП от K_{n+2} и I_n для экономики Украины с 1995 по 2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.973366
R-квадрат	0.947442
Нормированный R-квадрат	0.936931
Стандартная ошибка	0.050394
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.457792	0.228896	90.13324	4.01E-07
Остаток	10	0.025395	0.00254		
Итого	12	0.483188			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	4.268765	0.119983	35.57795	7.31E-12
K_{n+2}	0.134598	0.04035	3.335762	0.007544
I_n	0.619595	0.07647	8.102488	1.05E-05

Из модели следует, что факторами экономического роста в текущем году являются объём расходов на НИОКР и инновации текущего года и ожидаемый через два года объём инвестиций в основной капитал.

При уменьшении лага для фактора капитала на один год, мы получили такую модель:

$$Y_n=70.074*K_{n+1}^{0.151}*I_n^{0.593} \quad (8.2)$$

Здесь R^2=0.942, F-критерий значимый и P-значения для коэффициентов регрессии меньше 0.05 (Таблица 8.3).

Таблица 8.3

Эконометрические характеристики модели (8.2) зависимости ВВП от K_{n+1} и I_n для экономики Украины с 1995 по 2008 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.970376
R-квадрат	0.941629
Нормированный R-квадрат	0.931016
Стандартная ошибка	0.057292
Наблюдения	14

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.582463182	0.29123159	88.72443	1.64E-07
Остаток	11	0.036106711	0.00328243		
Итого	13	0.618569892			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	4.249551	0.148438223	28.6284172	1.11E-11
K_{n+1}	0.150752	0.059512252	2.5331256	0.027818
I_n	0.592714	0.105033081	5.64312083	0.00015

Характеристики и сам вид модели (8.2) не особо отличается от модели (8.1), т.е. опережающее ожидание от будущих инвестиций в основной капитал увеличивает ВВП текущего года.

Также нами построена модель с учётом годичного отрицательного лага для фактора заработной платы лиц, работающих по найму. После исключения незначимого параметра она имеет вид:

$$Y_n=33.447*L_{n+1}^{0.271}*I_n^{0.64} \quad (8.3)$$

Эконометрические характеристики модели, представленные в таблице 8.4, свидетельствуют об её адекватности: R^2=0.930, F-критерий значимый. P-значение для лагового фактора оставляет доверие к нему на уровне 91.3%, к остальным параметрам регрессии доверие 100%.

Таблица 8.4

Эконометрические характеристики модели (8.3) зависимости ВВП от L_{n+1} и I_n для экономики Украины с 1995 по 2008 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.9644
R-квадрат	0.930067
Нормированный R-квадрат	0.917352
Стандартная ошибка	0.06271
Наблюдения	14

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.57531152	0.28765576	73.14684	4.42E-07
Остаток	11	0.043258372	0.00393258		
Итого	13	0.618569892			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.509957	0.577253069	6.08044835	7.96E-05
L_{n+1}	0.270894	0.144033318	1.88077564	0.086723
I_n	0.639996	0.111987182	5.71490559	0.000135

Как видим из модели (8.3), рост ВВП текущего года в большей мере зависит от уровня расходов на НИОКР и инновации текущего года и в меньшей – от ожидаемого в следующем году увеличения объёма вовлечённого живого труда и/или повышения заработной платы.

Модели (8.1), (8.2) и (8.3) подтверждают тот факт, что экономика Украины является информационной.

Тем не менее, модель, в которой фактор информации взят с отрицательным лагом в два года, после исключения из неё незначимых параметров представляется в виде:

$$Y_n=L_n^{1.123}*I_{n+2}^{-0.216} \qquad (8.4)$$

Модель (8.4) имеет очень высокие объясняющие характеристики. Для неё R^2=1.000, F-критерий равен 43293.02, P-значения в пределах нормы (Таблица 8.5).

Таблица 8.5

Эконометрические характеристики модели (8.4) зависимости ВВП от L_n и I_{n+2} для экономики Украины с 1995 по 2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.999936
R-квадрат	0.999873
Нормированный R-квадрат	0.908952
Стандартная ошибка	0.066075
Наблюдения	13

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	378.0253	189.0126	43293.02	2.05E-20
Остаток	11	0.048025	0.004366		
Итого	13	378.0733			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение				
L_n	1.225685	0.019777	61.97627	2.39E-15
I_{n+2}	–0.21577	0.08454	–2.5523	0.026885

Мы нашли подтверждение тому, что отмечалось в Главе 3: основным фактором экономического роста для экономики Украины 1995-2009 гг. является всё же объём вовлечённого живого труда текущего года. Что же касается расходов на НИОКР и инновации, ожидаемых спустя два года, то они отвлекают часть ресурсов из экономики уже в текущем году.

Следующую модель мы получили при попытке комбинировать лаговые факторы: объём вовлечённого живого труда с отрицательным годичным лагом и расходы на инновации с отрицательным лагом в три года:

$$Y_n=L_{n+1}^{1.246}*I_{n+3}^{-0.339} \qquad (8.5)$$

В таблице 8.6 представлены характеристики модели, также являющиеся высокими R^2=1.000 с точностью до третьего знака после запятой, F-критерий равен 27654.06, P-значения меньше 0.05.

Таблица 8.6

Эконометрические характеристики модели (8.5) зависимости ВВП от L_{n+1} и I_{n+3} для экономики Украины с 1995 по 2006 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.99991
R-квадрат	0.9998
Нормированный R-квадрат	0.899801
Стандартная ошибка	0.078976
Наблюдения	12

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	344.9645337	172.482267	27654.06	8.94E-18
Остаток	10	0.062371403	0.00623714		
Итого	12	345.0269051			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение				
L_{n+1}	1.245865	0.02403461	51.8362983	1.73E-13
I_{n+3}	–0.33889	0.10188337	–3.32629434	0.007666

Модель (8.5), подобно модели (8.4), указывает на значительную отдачу для объёма ВВП текущего года от ожидаемого вовлечения в производство живого труда, но уже в следующем году. В то же время ожидание будущих (в среднесрочной перспективе) расходов на НИОКР и инновации имеет отрицательное влияние.

Если же модель (8.5) дополнить фактором капитала текущего года, получим трёхфакторную модель типа Кобба – Дугласа:

$$Y_n=K_n^{-0.09}*L_{n+1}^{1.289}*I_{n+3}^{-0.236} \qquad (8.6)$$

Высокие объясняющие характеристики модели показаны в таблице 8.7: R^2=1.000, F-критерий равен 34254.97, все P-значения меньше 0.02.

Таблица 8.7

Эконометрические характеристики трёхфакторной модели (8.6) зависимости ВВП от K_n, L_{n+1} и I_{n+3} для экономики Украины с 1995 по 2006 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.999956
R-квадрат	0.999912
Нормированный R-квадрат	0.888782
Стандартная ошибка	0.057941
Наблюдения	12

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	344.9967	114.9989	34254.97	9.04E-17
Остаток	9	0.030214	0.003357		
Итого	12	345.0269			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение				
K_n	–0.09001	0.029083	–3.09495	0.012827
L_{n+1}	1.288868	0.02245	57.4118	7.43E-13
I_{n+3}	–0.23638	0.081758	–2.89118	0.01785

Судя по коэффициенту добавленного фактора, капитал текущего года в совокупности с последующими регрессорами также является показателем, отвлекающим из экономики ресурсы. Остальные оценки подтвердили выводы, сделанные по функции (8.5).

По всем описанным выше моделям сумма коэффициентов регрессии находится в промежутке 0.74–0.96 (что подтверждает сделанный ранее вывод о диссипативном характере экономики Украины), причём эта сумма больше именно для моделей, в которых лаг одного из факторов составляет –3 года. Это указывает на то, что следующие год-два в экономике Украины продолжается депрессия, а в трёхлетней перспективе возможно некоторое оживление.

8.2. Модели для периода 2000-2009 гг.

Исходя из годовых приращений ВВП и факторов его роста, рассчитанных в таблице 3.8, также построим таблицу 8.8 коэффициентов линейной парной корреляции для периода 2000-2009 гг. с отрицательными лагами от 0 до 5 лет.

Таблица 8.8

Линейная парная корреляция с □Y

Лаги (лет)	□K	□L	□I
0	0,93805	0,35441	0,98262
–1	–0,70966	0,77424	–0,24538
–2	–0,08447	–0,93369	–0,91991
–3	0,82650	–0,72829	0,79349
–4	–0,62993	0,27344	–0,33004
–5	–0,96761	–0,53916	–0,93270

Как видим, результаты по сравнению с таблицей 8.1 изменились незначительно: наиболее высокая парная линейная корреляция объёма ВВП и инвестиций в основной капитал обнаружена с нулевым лагом и значимая – с лагом в –3 года; объёма ВВП и объёма вовлеченного живого труда с лагом –1 год; объёма ВВП и расходов на инновации с нулевым лагом и значимая – с лагом в –3 года.

В случае сужения выборки мы получили меньшее количество адекватных моделей. Одна из них показывает зависимость объёма ВВП от инвестиций в основной капитал текущего года (фактор роста) и вовлечённого живого труда следующего года (диссипативный фактор):

$$Y_n=65.585*K_n^{0.51}*L_{n+1}^{-0.138} \qquad (8.7)$$

Модель адекватна: R^2=0.995, F-критерий значимый, P-Значение для лагового фактора указывает, что уровень доверия к нему 92.5%, для остальных факторов – 100% (Таблица 8.9).

Таблица 8.9

Эконометрические характеристики модели (8.7) зависимости ВВП от K_n и L_{n+1} для экономики Украины с 2000 по 2008 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.997525
R-квадрат	0.995055
Нормированный R-квадрат	0.993407
Стандартная ошибка	0.015701
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.297627	0.148813	603.6902	1.21E-07
Остаток	6	0.001479	0.000247		
Итого	8	0.299106			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	4.183348	0.242684	17.23784	2.44E-06
K_n	0.510162	0.021721	23.48737	3.91E-07
L_{n+1}	–0.13779	0.063969	–2.15403	0.07469

Следующая построенная нами модель описывает влияние на ВВП текущего года капитала текущего года (фактор роста) и ожидаемой информации следующего года (диссипативный фактор):

$$Y_n=39.018*K_n^{0.491}*I_{n+1}^{-0.051} \quad (8.8)$$

Эконометрические характеристики модели, представленные в таблице 8.10, описывают её как адекватную: R^2=0.994, F-критерий значимый, но P-Значение для I_{n+1} указывает, что уровень доверия к нему недостаточен (85.5%).

Таблица 8.10

Эконометрические характеристики модели (8.8) зависимости ВВП от K_n и I_{n+1} для экономики Украины с 2000 по 2008 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.99701
R-квадрат	0.994028
Нормированный R-квадрат	0.992038
Стандартная ошибка	0.017254
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	0.29732	0.14866	499.3583	2.13E-07
Остаток	6	0.001786	0.000298		
Итого	8	0.299106			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.664017	0.05926	61.82983	1.2E-09
K_n	0.491014	0.018193	26.98895	1.71E-07
I_{n+1}	–0.05053	0.030144	–1.67634	0.144687

Модель (8.8), по нашему мнению, всё же можно использовать для прогнозирования, так как не всегда несколько сниженный уровень доверия к отдельным коэффициентам регрессии снижает качество прогноза, что указывалось нами ранее в Главе 7 и получило подтверждение в ряде рассчитанных прогнозов.

Наконец, модель с комбинацией трех факторов (лаговых и безлаговых):

$$Y_n=20.05*K_{n+3}^{-0.268}*L_{n+1}^{0.631}*I_n^{0.554} \quad (8.9)$$

Модель адекватна и значима, для неё R^2=0.993, F-критерий значимый и все P-Значения меньше 0.03 (см. таблицу 8.11).

Таблица 8.11

Эконометрические характеристики модели (8.9) зависимости ВВП от K_{n+3}, L_{n+1} и I_n для экономики Украины с 2000 по 2006 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.996348
R-квадрат	0.992709
Нормированный R-квадрат	0.985419
Стандартная ошибка	0.019618
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	0.157211	0.052404	136.1603	0.001055
Остаток	3	0.001155	0.000385		
Итого	6	0.158366			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	2.99822	0.502908	5.961769	0.009441
K_{n+3}	–0.26799	0.046475	–5.76641	0.010366
L_{n+1}	0.631679	0.142387	4.436346	0.021289
I_n	0.554095	0.104443	5.305254	0.013074

Модель (8.9) — единственная из трех построенных для данного периода — оказалась значимой на уровне не ниже 95%. Для неё факторами роста являются ожидаемый в следующем году объём вовлечённого живого труда и расходы на НИОКР и инновации текущего года. Ожидаемые через три года инвестиции в основной капитал оттягивают ресурсы из макросистемы Украины текущего года.

Поскольку сумма коэффициентов как в модели (8.7), так и в модели (8.8) около 0.5, они свидетельствуют о продолжении кризиса в стране в будущем году (макросистема является сильно диссипативной). А модель (8.9), в которой использован фактор с отрицательным лагом в три года, и при этом сумма эластичностей объема ВВП по факторам оказалась близкой к 0.9, предвещает оживление экономики в трёхлетней перспективе. Аналогичный вывод был получен благодаря оценке моделей предыдущего пункта 8.1.

8.3. Применение моделей с отрицательным лагом при прогнозировании объёма ВВП текущего года

Для приведения примера такого прогнозирования нами выбрана модель (8.6) $Y_n=K_n^{-0.09}*L_{n+1}^{1.289}*I_{n+3}^{-0.236}$, имеющая высокие объясняющие характеристики. Опишем пошагово методику прогнозирования ВВП 2010 г. с помощью этой модели. Напомним, что все расчеты проводятся в сопоставимых ценах 2001 года.

Шаг 1. Определение прогнозных значений всех факторов на 2010 г.

Прежде чем выполнить прогноз объясняемой переменной, необходимо получить прогнозные значения используемых в модели факторов. Прогнозные трендовые значения

всех показателей на 2010 г. мы имеем, они рассчитаны с помощью авторегрессионных моделей в Главе 6:

(6.4) $K_n=0.993*K_{n-1}$, соответственно K_{2010} = 44.865 млрд.грн. в ценах 2001 г.;

(6.5) $L_n=38.332+0.687*L_{n-1}$, L_{2010} =115.261 млрд.грн. в ценах 2001 г.;

(6.12) $I_n=1.183*I_{n-3}$, таким образом I_{2010} =5.587 млрд.грн. в ценах 2001 г.

Но нам ещё необходимо спрогнозировать значения объёма применённого живого труда на 2011 г. и расходов на НИОКР и инновации на 2013 г. соответственно.

Шаг 2. Нахождение прогнозных значений факторов труда и информации на 2011 г.

Для прогнозирования значения L_{2011} строим скользящий тренд для авторегрессионной модели первого порядка, который включает такое же количество наблюдений, как и для модели (6.5), но уже с 2002 по 2010 г., при этом для последнего года значение L_{n-1} равно спрогнозированному трендовому значению L_{2010}. Иначе говоря, мы прибавляем найденное прогнозное значение к динамическому ряду наблюдений (так, как если бы это и было наблюдаемое значение данной переменной за 2010 год), отбрасываем первое (самое раннее) наблюдение и по динамическому ряду той же длины строим новый тренд. Практика прогнозирования различных динамических рядов показывает, что описанный метод *скользящих локальных* трендов дает наилучшие прогнозные результаты для трендов различной конфигурации: логистических, линейно-гармонических и прочих [1, 2, 4].

В результате получаем новую адекватную и значимую авторегрессионную модель, характеристики которой приведены в таблице 8.12:

$$L_n=53.113+0.564*L_{n-1} \qquad (8.10)$$

Для этой модели R^2=0.625, F-критерий значим и оба P-значения меньше 0.05, т.е. её можно применять для прогнозирования, хотя объясняющие характеристики по сравнению с моделью (6.5) ухудшились.

Таблица 8.12

Эконометрические характеристики линейной авторегрессионной модели (8.10) типа AR(1) заработной платы лиц, работающих по найму для Украины 2002-2010 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.790696
R-квадрат	0.625199
Нормированный R-квадрат	0.571657
Стандартная ошибка	6.971079
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	567.4354	567.4354	11.67659977	0.011179
Остаток	7	340.1716	48.59594		
Итого	8	907.607			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
L-пересечение	53.11307	19.03176	2.79076	0.02687893
L_{n-1}	0.563937	0.165034	3.417104	0.01117932

С помощью модели (8.10) мы получили прогнозное трендовое значение объёма живого труда, который будет применён в производстве в 2011 г.:

L_{2011}=53.113+0.564*115.261=118.113 (млрд.грн. в ценах 2001 г.).

Попытки аналогичным образом получить адекватную линейную авторегрессионную модель первого порядка для фактора расходов на НИОКР и инновации по данным с 2002 по 2010 г. (для последнего – прогнозное значение) привела к построению модели I_n=3.856–0.086*I_{n-1}, которая оказалась неадекватной: R^2=0.004, F=0.030 при $F_{кр}$=5.591 и оба Р-значения больше 0.05.

Также нам не удалось построить адекватную и значимую авторегрессионную модель второго порядка с 2003 по 2010 г. Для модели I_n=3.066–0.194*I_{n-2} эконометрические характеристики составили:R^2=0.021, F=0.133 при $F_{кр}$=5.987 и оба Р-значения больше 0.05.

В то же время авторегрессионная модель типа AR(3) для фактора информации после исключения свободного члена (уровень доверия к которому был недостаточен) адекватна и имеет вид:

$$I_n=1.182*I_{n-3} \qquad (8.11)$$

Эконометрические характеристики модели, представленные в таблице 8.13, подтверждают её адекватность и значимость: R^2=0.969, критерий Фишера равен 187.889 и Р-значение для I_{n-3} составило $9.37*10^{-6}$.

Таблица 8.13

Эконометрические характеристики линейной авторегрессионной модели (8.11) типа AR(3) расходов на инновации без свободного члена для Украины 2004-2010 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.984406
R-квадрат	0.969054
Нормированный R-квадрат	0.802388
Стандартная ошибка	0.756185
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	107.4379	107.4379	187.8889	3.70765E-05
Остаток	6	3.430897	0.571816		
Итого	7	110.8688			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*Р-Значение*
I-пересечение				
I_{n-3}	1.181835	0.08622	13.70726	9.37E-06

Пользуясь этой моделью, мы рассчитали прогнозное значение данного фактора на 2011 г.:

I_{2011}=1.182*4.060=4.798 (млрд.грн. в ценах 2001 г.),

При этом значение I_{n-3} взято по фактическим данным 2008 г.

Шаг 3. Вычисление прогнозного значения объема расходов на инновации за 2012 г.

Далее нами исключён из выборки 2002 г., добавлено полученное на предыдущем шаге значение за 2011 г. и проведена проверка возможности построения адекватной авторегрессионной модели типа AR(1). Модель представляется в виде: I_n=3.542–0.081*I_{n-1},

для неё R^2=0.007, критерий Фишера равен 0.049 и Р-значение для I_{n-1} составило 0.831, т.е. модель неадекватна и незначима.

При попытке построить адекватную авторегрессионную модель типа AR(2) с 2004 по 2011 гг. мы получили I_n=4.765–0.237*I_{n-2}. Эта модель также неадекватна, поскольку её характеристики следующие: R^2=0.035, F=0.217 и Р-значение для I_{n-2} равно 0.658.

В то же время модель авторегрессии третьего порядка для фактора информации с 2005 по 2011 год после исключения свободного члена получилась адекватной и значимой:

$$I_n=1.166*I_{n-3} \qquad (8.12)$$

Модель адекватна, так как для неё R^2=0.975, критерий Фишера равен 232.804 при $F_{кр}$=6.608 и Р-значение для I_{n-3} составило $5*10^{-6}$ (см. таблицу 8.14). Полученные в ходе прогнозирования результаты еще раз подтверждают вывод, сделанный на основании расчетов в Главе 6: динамический ряд объема расходов на инновации представляет собой авторегрессионную функцию глубиной в 3 года.

Таблица 8.14

Эконометрические характеристики линейной авторегрессионной модели (8.12) типа AR(3) расходов на инновации без свободного члена для Украины 2005-2011 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.987358
R-квадрат	0.974875
Нормированный R-квадрат	0.808208
Стандартная ошибка	0.714492
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	118.8464	118.8464	232.8044	2.19302E-05
Остаток	6	3.062995	0.510499		
Итого	7	121.9094			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*Р-Значение*
I-пересечение				
I_{n-3}	1.165514	0.076387	15.25793	5E-06

По функции (8.12) при подстановке значения соответствующего фактора – расходов на инновации за 2009 г. – мы получили прогноз на 2012 г.:

$$I_{2012}=1.166*2.367=2.759 \text{ (млрд.грн. в ценах 2001 г.)}$$

Шаг 4. Определение прогноза фактора информации на 2013 г.

Найденное ранее значение добавляем к предыдущей выборке, выбрасывая из неё 2005 год. Выборку проверяем на изменение тренда. Для этого снова сначала пытаемся построить адекватные авторегрессионные модели низшего порядка. Для модели I_n=4.636–0.207*I_{n-1} типа AR(1), полученной по данным с 2004 по 2012 гг., имеем такие характеристики: R^2=0.044, F=0.319, Р-значение для I_{n-1} равно 0.59, модель неадекватна и незначима.

Для модели типа AR(2), построенной с использованием динамических рядов с 2005 по 2012 гг. в виде функции I_n=5.799–0.514*I_{n-2} имеем: R^2=0.241, F=1.9, а Р-значение для I_{n-2} равно

0.216. Эта модель также неадекватна и уровень доверия к коэффициенту при объясняющей переменной невысок.

Опять для объёма расходов на инновации оказалась адекватной и значимой модель авторегрессии третьего порядка без свободного члена:

$$I_n=1.147*I_{n-3} \qquad (8.13)$$

Адекватность модели подтверждается её характеристиками, представленными в таблице 8.15: R^2=0.977, F=260.385, P-значение для I_{n-3} составило $3.6*10^{-6}$.

Таблица 8.15

Эконометрические характеристики линейной авторегрессионной модели (8.13) типа AR(3) расходов на инновации без свободного члена для Украины 2006-2012 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.988674
R-квадрат	0.977476
Нормированный R-квадрат	0.81081
Стандартная ошибка	0.662961
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	114.4436	114.4436	260.3846	1.66556E-05
Остаток	6	2.637104	0.439517		
Итого	7	117.0807			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
I-пересечение				
I_{n-3}	1.147485	0.071111	16.13644	3.6E-06

Теперь вычислим искомое прогнозное значение на 2013 г с помощью модели (8.13) и прогнозного значения на 2010 г. в качестве фактора:

$$I_{2013}=1.147*5.587=6.412 \text{ (млрд.грн. в ценах 2001 г.)}$$

Шаг 5. Прогнозирование значения объясняемой переменной на 2010 г.

Прежде всего сформируем динамические ряды, содержащие значения ВВП с 1995 по 2010 гг. и соответствующих факторов модели (8.6), включая найденные прогнозы, они представлены в таблице 8.16.

Таблица 8.16

Динамика показателей макросистемы Украины с трендовыми прогнозами в ценах 2001 года

n	Y_n	K_n	L_{n+1}	I_{n+3}
1995	206.585	3.554	77.634	2.172
1996	185.865	28.630	87.631	2.102
1997	180.249	23.940	84.917	2.249
1998	176.686	24.039	78.247	2.433
1999	176.471	23.746	79.051	2.485
2000	186.907	25.969	86.440	2.696
2001	204.190	32.573	98.113	3.462
2002	214.853	35.374	107.647	3.527
2003	232.728	44.941	120.202	3.290
2004	263.247	57.802	132.818	4.724
2005	270.696	57.086	127.463	4.060
2006	290.655	66.903	121.441	2.367
2007	313.751	82.052	124.026	5.587
2008	320.926	78.900	111.970	4.659
2009	272.332	45.187	115.261	2.716
2010		44.865	118.113	6.412

Поскольку модель (8.6) является нелинейной, прежде всего мы определим возможную смещённости её оценок, рассчитав коэффициенты корреляции остатков регрессии с каждым из факторов: для K_n коэффициент равен 0.429, для L_{n+1} 0.278, а для I_{n+3} 0.581, т.е. оценки смещены как раз относительно фактора информации.

Также нами проведен тест Глейзера, с помощью которого мы устанавливаем факт гетероскедастичности. По нему для K_n значения критерия Стьюдента составили t_0=2.022 и t_1=–1.35; для L_{n+1} t_0=1.220 и t_1=–1.104 для I_{n+3} t_0=2.496 и t_1=–1.556, при этом $t_{кр}$=2.16, т.е. модель гетероскедастична опять же по фактору информации, взятому с отрицательным трёхлетним лагом.

Тем не менее, несмотря на установленные факты, определим трендовый прогноз на 2010 г., пользуясь формулой (8.6):

$$Y_{2010}=44.865^{-0.09}*118.113^{1.289}*6.412^{-0.236}=214.527 \text{ (млрд.грн. в ценах 2001 г.)}$$

Фактическое значение объёма ВВП за 2010 г. равно 283.381 млрд.грн. в ценах 2001 г., соответственно относительная ошибка трендового прогноза на 2010 г. составляет –24.3%.

Рассчитав предельную ошибку прогноза по формуле (6.14), мы получили значение 0.164. Отняв и прибавив его к трендовому прогнозу линеаризованной модели, а затем потенцируя результат, имеем доверительный интервал прогноза на 2010 г. в ценах 2001 г.:

$$182.153 \text{ млрд.грн.} \le \hat{Y}_{2010} \le 252.654 \text{ млрд.грн.}$$

Таким образом, реальное значение ВВП за 2010 г. даже не попадает в доверительный интервал прогноза. Частично мы это можем объяснить смещённостью оценок тренда и, соответственно, внести коррективы в прогноз, пользуясь поправкой к прогнозу для объясняемой переменной Y_n, вычисленной по формуле (6.16). В нашем случае (мы вычисляем ее по линеаризованной версии исходной модели (8.6)) она составила $\Delta\hat{Y}_{2010}^{попр}$ =0.236. Прибавив поправку к трендовому прогнозу той же линеаризованной модели и потенцируя результат, мы получили значение прогноза с поправкой, равное 271.574 млрд.грн.

в ценах 2001 г. Для него относительная ошибка прогноза находится в допустимых пределах и составляет –4.2%. Этот факт ещё раз доказывает необходимость внесения такой поправки при наличии смещённости оценок тренда.

Так как при использовании для прогнозирования трендовых значений факторов мы установили гетероскедастичность модели именно по фактору информации, для которого, как отмечалось в Главе 6, наблюдается излом тренда, попробуем использовать тот же алгоритм прогнозирования, но с использованием поправочных значений этого фактора.

Шаг 1. Определение прогнозных значений всех факторов на 2010 г.

Для факторов объёма инвестиций в основной капитал и объёма применённого живого труда используем те же трендовые прогнозные значения на 2010 г.:

K_{2010} = 44.865 млрд.грн. в ценах 2001 г.;

L_{2010} =115.261 млрд.грн. в ценах 2001 г.

В то же время для фактора информации нам необходимо именно значение с поправкой на отклонение, которое, как отмечено в п. 6.2.4, равно $I_{2010}^{попр}$=5.080 млрд.грн. в ценах 2001 г.

Шаг 2. Нахождение прогнозов факторов труда и информации на 2011 г.

Выполняя Шаг 2 предыдущего алгоритма, мы уже получили прогнозное трендовое значение вовлеченного живого труда 2011 года в объеме 118.113 млрд.грн. в ценах 2001 г.

При попытке построить авторегрессионную модель первого порядка для определения прогноза расходов на НИОКР и инновации в 2011 г. мы вновь применяем метод скользящих локальных трендов, т.е. из совокупности наблюдений исключаем 2001 год и дополняем их данными за 2010 г., таким образом, количество наблюдений остаётся прежним. При этом прогнозное значение I_{n-1} составляет 5.080 млрд.грн. в ценах 2001 г. Построенная модель авторегрессии первого порядка I_n=3.533–0.004*I_{n-1}, как другие подобные ей, оказалась неадекватной, в ней: R^2=1.05*10^{-5}, F=7.3*10^{-5} при $F_{кр}$=5.591 и P-значение для I_{n-1} равно 0.993.

Авторегрессионная модель типа AR(2) I_n=3.279–0.111*I_{n-2}, построенная по данным с 2003 по 2010 г., оказалась не намного более адекватной: R^2=0.009, F=0.055 при $F_{кр}$=5.987 и оба P-значения больше 0.05.

Модель типа AR(3) для фактора информации оказалась адекватной и значимой лишь после исключения свободного члена:

$$I_n=1.151*I_{n-3} \qquad (8.14)$$

Для неё R^2=0.966, критерий Фишера равен 169.324 при $F_{кр}$=6.608 и P-значение для I_{n-3} равно 1.27*10^{-5} (Таблица 8.17).

Таблица 8.17

Эконометрические характеристики линейной авторегрессионной модели (8.14) типа AR(3) расходов на инновации с поправочными значениями без свободного члена для Украины 2004-2010 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.98274
R-квадрат	0.965778
Нормированный R-квадрат	0.799111
Стандартная ошибка	0.775551
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	101.8446522	101.8446522	169.3238	4.78E-05
Остаток	6	3.608872037	0.601478673		
Итого	7	105.4535242			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
I-пересечение				
I_{n-3}	1.150661	0.088427697	13.01244774	1.27E-05

Пользуясь этой моделью, мы рассчитали прогнозное значение фактора информации на 2011 г.:

$$I_{2011}=1.151*4.060=4.672 \text{ (млрд.грн. в ценах 2001 г.)},$$

Значение I_{n-3} взято по фактическим данным 2008 года.

Поскольку для дальнейшего прогнозирования нам необходим прогноз с поправкой на отклонение, мы найдём поправку по формуле (6.16), и она равна –0.494 млрд.грн., таким образом, поправочное значение $I_{2011}^{попр}$=4.178 млрд.грн. в ценах 2001 г.

Шаг 3. Вычисление прогнозного значения объема расходов на инновации за 2012 г.

Снова исключаем из выборки 2002 г., добавляем 2011 г. с поправочным значением I_n и проверяем возможность построения адекватной авторегрессионной модели типа AR(1). Исходя из параметров построенной модели $I_n=3.768–0.017*I_{n-1}$, она неадекватна и незначима: $R^2=3.3*10^{-4}$, F=0.002, P-значение для I_{n-1} равно 0.963.

Модель типа AR(2) с 2004 по 2011 гг. с поправочными значениями имеет вид $I_n=4.463–0.189*I_{n-2}$. Характеристики модели составили: R^2=0.035, F=0.217 и P-значение для I_{n-2} равно 0.658, т.е. она также неадекватна и незначима.

После исключения свободного члена по данным, включающим прогнозы с поправкой, с 2005 по 2011 год мы получили адекватную и значимую модель:

$$I_n=1.109*I_{n-3} \qquad (8.15)$$

Её эконометрические характеристики представлены в таблице 8.18: R^2=0.971, F= 197.936 и P-значение для I_{n-3} составило $8.05*10^{-6}$.

Таблица 8.18

Эконометрические характеристики линейной авторегрессионной модели (8.15) типа AR(3) расходов на инновации с поправочными значениями без свободного члена для Украины 2005-2011 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.98518
R-квадрат	0.970579
Нормированный R-квадрат	0.803912
Стандартная ошибка	0.737518
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	107.6639769	107.6639769	197.936	3.26E-05
Остаток	6	3.263600087	0.543933348		
Итого	7	110.927577			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
I-пересечение				
I_{n-3}	1.109327	0.078849194	14.06897202	8.05E-06

Из модели (8.15), в которой фактором является объем вовлеченной информации за 2009 г., мы получаем прогноз на 2012 г.:

$$I_{2012}=1.109*2.367=2.625 \text{ (млрд.грн. в ценах 2001 г.)}$$

Поправка на отклонение для него составила –0.420 млрд.грн., т.е. поправочное значение $I_{2012}^{попр}$=2.205 млрд.грн. в ценах 2001 г.

Шаг 4. Определение прогноза фактора информации на 2013 г.

Значение прогноза с поправкой на 2012 г. добавляем к предыдущей выборке, выбрасывая из неё 2003 г., и строим модель авторегрессии первого порядка: I_n=4.865–0.326*I_{n-1}. Она также неадекватна и незначима, поскольку: R^2=0.089, F=0.686, P-значение для I_{n-1} равно 0.435.

Модель второго порядка, построенная с использованием динамических рядов с 2005 по 2012 гг., где данные за 2010-2012 гг. являются поправочными прогнозными значениями, имеет вид: I_n=5.294–0.466*I_{n-2} и для неё R^2=0.21, F=1.858, а P-значение для I_{n-2} составляет 0.215.

Модель третьего порядка, построенная по динамическим данным с 2006 по 2012 г., которые включают предыдущие прогнозные значения с поправками, без свободного члена (он оказался незначим) выглядит следующим образом:

$$I_n=1.076*I_{n-3} \qquad (8.16)$$

В таблице 8.19 представлены характеристики, указывающие на её адекватность и значимость: R^2=0.973, F=219.527, P-значение для I_{n-3} равно $5.9*10^{-6}$.

Таблица 8.19

Эконометрические характеристики линейной авторегрессионной модели (8.16) типа AR(3) расходов на инновации с поправочными значениями без свободного члена для Украины 2006-2012 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.986608
R-квадрат	0.973396
Нормированный R-квадрат	0.806729
Стандартная ошибка	0.676958
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	100.6030494	100.6030494	219.527	2.53E-05
Остаток	6	2.749631743	0.458271957		
Итого	7	103.3526811			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
I-пересечение				
I_{n-3}	1.075863	0.072612775	14.8164422	5.94E-06

Таким образом, подставляя в формулу (8.16) соответствующие значения, имеем трендовый прогноз на 2013 г.:

$$I_{2013}=1.076*2.205=2.373 \text{ (млрд.грн. в ценах 2001 г.)}$$

Поправка на отклонение, вычисленная, как всегда, в соответствии с формулой (6.16), в этом случае равна –0.311 млрд.грн., а прогнозное значение фактора информации с поправкой составило $I_{2013}^{попр}$=2.235 млрд.грн. в ценах 2001 г.

Шаг 6. Прогнозирование значения объясняемой переменной на 2010 г.

Заменим в таблице 8.16 последние четыре значения в последнем столбце на прогнозные значения фактора I_{n+3} с поправкой, вычисленные на предшествующих шагах данного алгоритма (начиная с 2007 г. – оно равно 5.080 млрд.грн. в ценах 2001 г. и далее соответственно на 2008 г. – 4.178 млрд.грн., на 2009 г. – 2.205 млрд.грн. и на 2010 г. – 2.235 млрд.грн.).

Коэффициенты корреляции остатков регрессии с каждым из факторов составили: для K_n 0.416, для L_{n+1} 0.259, для I_{n+3} 0.506, оценки модели также смещены по фактору информации.

Тест Глейзера показал такие результаты: для K_n t_0=1.951, t_1=–1.296; для L_{n+1} t_0=1.132, t_1=–1.018 и для I_{n+3} t_0=2.091, t_1=–1.232 при $t_{кр}$=2.16, т.е. мы избавились от гетероскедастичности оценок, использовав прогнозы с поправкой на отклонение от тренда.

По формуле (8.6) определим трендовое значение прогнозируемой переменной Y на 2010 год:

$$Y_{2010}=44.865^{-0.09}*118.113^{1.289}*2.235^{-0.236}=275.203 \text{ (млрд.грн. в ценах 2001 г.)}$$

Относительная ошибка прогноза для него составляет –2.9%. Итак, внеся поправку в прогнозируемые данные фактора, мы получили намного более качественный трендовый прогноз объясняемой переменной. В этом случае введение поправки к прогнозному значению самого ВВП, по нашему мнению, абсолютно излишне.

Предельная ошибка прогноза составляет 0.152. Отняв и прибавив её к трендовому прогнозу линеаризованной модели, а затем потенцируя результат, мы получили доверительный интервал прогноза на 2010 г. в ценах 2001 г.:

$$236.467 \text{ млрд.грн.} \le \hat{Y}_{2010} \le 320.284 \text{ млрд.грн.}$$

Таким образом, реальное (наблюдаемое) значение ВВП 2010 года находится в самой середине доверительного интервала прогноза.

Выводы

В результате исследования экономики Украины нами построены адекватные и значимые эконометрические модели экономического роста Украины с учётом отрицательного лага:

1. Для периода 1995-2009 гг.:
   - $Y_n=71.433*K_{n+2}^{0.135}*I_n^{0.62}$. Для этой модели $R^2=0.947$;
   - $Y_n=70.074*K_{n+1}^{0.151}*I_n^{0.593}$. Для данной модели $R^2=0.942$.

   Из моделей следует, что факторами экономического роста в текущем году являются объём расходов на инновации текущего года и ожидаемый через один-два года объём инвестиций в основной капитал.

   - $Y_n=33.447*L_{n+1}^{0.271}*I_n^{0.64}$. Для приведенной модели $R^2=0.930$. Рост ВВП текущего года в большей мере зависит от уровня расходов на инновации текущего года и в меньшей – от ожидаемого в следующем году увеличения объёма вовлечённого живого труда и/или повышения заработной платы.

   Вышеуказанные модели подтверждают тот факт, что экономика Украины в известном смысле является информационной, существенно зависящей от текущих объемов финансирования НИОКР и инноваций.

   - $Y_n=L_n^{1.123}*I_{n+2}^{-0.216}$. Для неё $R^2=1.000$;
   - $Y_n=L_{n+1}^{1.246}*I_{n+3}^{-0.339}$. Для этой модели также $R^2=1.000$.

   Обе модели подтверждают вывод, сделанный нами в Главе 3: основным фактором экономического роста для экономики Украины 1995-2009 гг. является объём вовлечённого живого труда. Что же касается расходов на НИОКР и инновации, ожидаемых спустя два-три года, они отвлекают часть ресурсов из экономики уже в текущем году.

   - $Y_n=K_n^{-0.09}*L_{n+1}^{1.289}*I_{n+3}^{-0.236}$. Модель также имеет высокую объясняющую способность: $R^2=1.000$.

По всем описанным моделям сумма коэффициентов регрессии находится в промежутке 0.74–0.96. Это указывает на то, что следующие год-два в экономике Украины продолжается депрессия, а в трёхлетней перспективе возможно некоторое оживление.

2. Для периода 2000-2009 г.:
   - $Y_n=65.585*K_n^{0.51}*L_{n+1}^{-0.138}$. Здесь $R^2=0.995$;
   - $Y_n=39.018*K_n^{0.491}*I_{n+1}^{-0.051}$. Для данной модели $R^2=0.994$.

   Модели указывают на рост ВВП текущего года за счёт инвестиций в основной капитал этого же года, при этом другие факторы, взятые с отрицательным годичным лагом, отвлекают ресурсы из экономики.

   Сумма эластичностей объема ВВП по объемам вовлеченных факторов производства в данных моделях не превышает 0.5, что говорит о продолжении в экономике кризисных явлений и в следующем году.

   - $Y_n=20.05*K_{n+3}^{-0.268}*L_{n+1}^{0.631}*I_n^{0.554}$. Для неё $R^2=0.993$. Факторами роста являются ожидаемый в следующем году объём вовлечённого живого труда и расходы на инновации текущего года. Ожидаемые через три года инвестиции в основной капитал – диссипативный фактор. В то же время сумма коэффициентов регрессии 0.917, что подтверждает вывод о возможном оживлении экономики на трехлетнем горизонте.

3. По модели $Y_n=K_n^{-0.09}*L_{n+1}^{1.289}*I_{n+3}^{-0.236}$ нами спрогнозирован объём ВВП 2010 г.
   - Прогнозируя значения факторов на несколько лет вперёд, лучше всего использовать метод скользящих локальных трендов, добавляя прогноз каждого следующего года к динамическому ряду данных и убирая из него самое раннее по времени наблюдение, при этом количество наблюдений не меняется.

- Каждый раз при присоединении к динамическому ряду полученных прогнозных значений необходима проверка на изменение тренда: построение новой эконометрической модели и оценка её параметров.
- Если при прогнозировании использовать трендовые прогнозные значения факторов, полученные из авторегрессионных моделей по скользящим трендам, значение этого прогноза равно 214.527 млрд.грн. в ценах 2001 г., а относительная ошибка трендового прогноза составляет –24.3%. Поскольку по предварительно проведённым тестам в модели обнаружена смещённость оценок и гетероскедастичность по фактору информации, нами применена поправка к прогнозу для объясняемой переменной. Значение прогноза с учетом введенной поправки составило 271.574 млрд.грн. в ценах 2001 г. Для него относительная ошибка прогноза допустима и составляет –4.2%.
- Если же заменить для фактора информации (относительно которого ранее обнаружены смещенность оценок и гетероскедастичность модели) трендовые прогнозные значения на прогнозные значения с поправкой, рассчитанной по формуле (6.16), также найденные с помощью локального скользящего тренда, тогда трендовое значение прогноза ВВП равно 275.203 млрд.грн. в ценах 2001 г. Относительная ошибка прогноза для него составляет –2.9%. Таким образом, внеся поправку в прогнозируемые данные фактора, мы получили намного более качественный трендовый прогноз объясняемой переменной. В этом случае введение поправки к прогнозному значению объясняемой переменной (объему ВВП), по нашему мнению, абсолютно излишне.

Следовательно, проведенные расчёты убедительно доказывают, что факторные регрессионные модели с отрицательными лагами, характеризующие феномен роста на ожиданиях, можно использовать не только для анализа динамики соответствующих данных, но и для прогноза, качество которого оказывается не хуже, чем для прогнозов, сделанных на основе безлаговых факторных регрессионных моделей или моделей с положительными лагами.

Подчеркнем, что в рассмотренных моделях мы имеем дело не с некой интеллектуальной игрой, позволяющей смоделировать процессы, не имеющие рациональных объяснений, а с одним из фундаментальных свойств экономической причинности, а именно – с релятивистским временем. Количественные модели позволяют лишь с известной степенью точности (причем, как мы убедились, с весьма неплохой точностью) отразить воздействие как прошлых, так и будущих событий на текущее состояние моделируемого объекта, в данном случае – на объем текущего реального ВВП.

Значимые и адекватные факторные регрессионные модели *не доказывают* наличия этого воздействия, но хорошо его иллюстрируют.

Вообще, причинно-следственные связи встречаются только в научных трудах, в голове человека, применяющего метод научной абстракции. А в жизни нет этой абстракции, в ней есть конкретные конечные формы, наполненные содержанием. В природе и в обществе нет причин и следствий, есть *процессы*, каждый из которых вызван бесчисленным множеством предпосылок, в совокупности предопределяющих характер, формы и механизмы его протекания, и, в свою очередь, отражается на бесконечном множестве результатов, последствий, испытывающих на себе его влияние [5].

Этот релятивизм в экономике должен коренным образом изменить наши представления о характере причинности в экономических системах. Не имея возможности развивать соответствующие теоретические построения в рамках данной работы, ограничимся указанием на то, что развитие релятивистской концепции в экономике в значительной степени порождено современным кризисом в экономической науке, который в известной мере аналогичен кризису в физике начала прошлого века.

Таким образом, релятивистский ответ на коренные проблемы экономической причинности в определенной степени ожидаем и предсказуем. Наступает пора для его теоретического развития, прежде всего в рамках современных теорий институционального направления.

Литература к Главе 8

1. Абашкина Е.О. Рынок труда и уровень жизни населения России: нелинейные методы анализа и прогнозирования// Информация и экономика: теория, модели, технологии: Сб. науч. трудов/Под ред. Е.Ю.Иванова, Р.М.Нижегородцева. Барнаул: Изд-во Алтайского гос. ун-та, 2002. — С. 80-111.
2. Грибова Е.Н. Среднесрочное прогнозирование экономической динамики региона при помощи линейно-гармонических трендов// Информационная экономика и управление динамикой сложных систем: Сб. науч. трудов/ Под ред. Е.Ю.Иванова, Р.М.Нижегородцева. Москва — Барнаул: Изд-во «Бизнес-Юнитек», 2004. — С. 258-270.
3. Лолаев Т.П. Функциональная концепция времени. Владикавказ, 1994.
4. Нижегородцев Р.М., Абашкина Е.О. Динамика рынка труда в России и среднесрочное прогнозирование реального потребления методом локальных логистических трендов//Тенденции и перспективы социокультурной динамики: Материалы к Международному симпозиуму, посвященному 110-й годовщине со дня рождения П.А. Сорокина/Под ред. Ю.В.Яковца. М., 1999. — С. 241-250.
5. Нижегородцев Р.М. Философия хозяйства: впереди новые рубежи (Заметки к 5-летнему юбилею журнала)//Философия хозяйства. 2004. № 1. — С. 263-266.

Глава 9
Моделирование распределения ввп и оценка средних склонностей к потреблению и сбережению

Согласно теории Дж. М. Кейнса, валовой внутренний продукт закрытой макроэкономической системы распределяется по двум направлениям: на валовое сбережение и конечное потребление всех агентов:

$$Y_n=C_n+S_n, \tag{9.1}$$

где Y_n – валовой внутренний продукт, произведенный в макросистеме в текущем году;

C_n – конечные потребительские расходы участников рынка в текущем году;

S_n – валовые сбережения текущего года.

Для замкнутых и равновесных макросистем это соотношение действительно имеет место. Однако реальные макросистемы обычно далеки от этих абстрактных допущений, поэтому сумма средних склонностей к сбережению и потреблению в реальной жизни никогда не составляет единицы.

Для того чтобы убедиться в этом, лучше всего оценивать средние склонности к потреблению (APC_n) и средние склонности к сбережению (APS_n) текущего года не отдельно друг от друга, а совместно, и применение регрессионного анализа предоставляет такую возможность. В силу определения:

$$APC_n = \frac{C_n}{Y_n}; \quad APS_n = \frac{S_n}{Y_n} \tag{9.2}$$

(при условии, что все агрегаты в этих формулах относятся к одним и тем же временным периодам). Выражая Y из обоих уравнений, а затем складывая их, находим:

$$Y_n = \frac{1}{2*APC_n} C_n + \frac{1}{2*APS_n} S_n . \tag{9.3}$$

Таким образом, необходимо построить линейную регрессионную модель в соответствии с формулой:

$$Y_n = \alpha * C_n + \beta * S_n, \tag{9.4}$$

где α и β – параметры регрессии, а затем вычислить искомые значения:

$$APC = \frac{1}{2\alpha}; \quad APS = \frac{1}{2\beta}. \tag{9.5}$$

В случае, если коэффициент детерминации регрессионной модели окажется низким, в неё необходимо добавить «автономный» аддитивный параметр, который отражал бы влияние внешних (зарубежных) рынков на процессы накопления и потребления в стране. Эта задача решается построением уравнения регрессии по формуле:

$$Y_n = \alpha * C_n + \beta * S_n + \gamma, \tag{9.6}$$

в которой параметр γ отражает влияние внешних рынков (его знак может быть любым).

Подобным образом ранее были вычислены средние склонности к потреблению и сбережению для ряда макросистем: Казахстана [4], Германии [5], Белоруссии, Бельгии, нескольких регионов Российской Федерации.

Для построения подобного рода моделей мы исследовали современную макросистему Украины, используя официальные данные Национального банка Украины и Государственного комитета статистики Украины за 2000–2009 гг. [1-3], приведенные к сопоставимым ценам 2001 года в таблице 9.1.

Таблица 9.1

Динамика показателей макросистемы Украины за 2000-2009 гг. в ценах 2001 г.

Год	ВВП, млрд.грн.	Валовое сбережение, млрд.грн.	Конечные потребительские расходы, млрд.грн.	Налоги за исключением субсидий на продукты, млрд.грн.
n	Y_n	S_n	C_n	T_n
2000	186.9	46.0	140.7	28.4
2001	204.2	52.2	156.3	23.7
2002	214.9	59.6	162.1	23.4
2003	232.7	65.5	177.6	23.9
2004	263.2	83.8	187.5	24.5
2005	270.7	69.5	207.2	32.4
2006	290.7	67.8	227.0	37.4
2007	313.8	77.1	243.2	37.4
2008	320.9	66.8	256.9	41.9
2009	272.3	45.2	230.5	59.5

Рассчитав коэффициенты корреляции между ВВП и его составляющими, получили: с объёмом совокупного конечного потребления значение коэффициента составляет 97.7%; с объёмом валового сбережения – 53.7%. Более тесным является связь ВВП Украины с первым фактором, это же подтверждают регрессионные характеристики построенной модели ВВП:

$$Y_n=1.022*C_n+0.829*S_n+1.275 \qquad (9.7)$$

Модель (9.7) адекватна, поскольку $R^2=0.998$, F-критерий значимый, P-значение для C и для S меньше $1*10^{-5}$, но для свободного члена оно равно 0.809 (см. таблицу 9.2). Из этого следует, что уровень доверия к значению параметра, отображающему влияние внешних рынков на процессы сбережения и потребления в Украине, незначителен, т.е. макросистема страны достаточно замкнута.

Таблица 9.2

Эконометрические характеристики модели ВВП (9.7)
для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.998841
R-квадрат	0.997683
Нормированный R-квадрат	0.99702
Стандартная ошибка	2.505984
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	18925.03	9462.516	1506.781	5.99E-10
Остаток	7	43.95969	6.279955		
Итого	9	18968.99			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	1.274855	5.069576	0.251472	0.808672
C_n	1.021902	0.022698	45.02083	6.97E-10
S_n	0.828652	0.071329	11.61727	7.9E-06

Исключив из модели свободный член, получаем функцию:

$$Y=1.025*C_n+0.838*S_n \quad (9.8)$$

Эконометрические характеристики, представленные в таблице 9.3, подтверждают адекватность и значимость модели, для которой R^2=1.000 с точностью до третьего знака после запятой, F-критерий значимый, P-значения для обоих регрессоров меньше $1*10^{-6}$ и свидетельствуют о высокой степени доверия к их коэффициентам.

Таблица 9.3

Эконометрические характеристики модели ВВП (9.8)
без свободного члена для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.999967
R-квадрат	0.999935
Нормированный R-квадрат	0.874927
Стандартная ошибка	2.354698
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	679560.6	339780.3	61281.28	1.41E-15
Остаток	8	44.35682	5.544602		
Итого	10	679604.9			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение				
C_n	1.025022	0.017861	57.38973	9.44E-12
S_n	0.838486	0.056052	14.95903	3.94E-07

Рассчитав по формулам (9.5) средние склонности к потреблению и сбережению из модели (9.8), мы получили: APC=0.488, APS=0.596. Обращаем внимание то, что сумма коэффициентов равна 1.084 и несколько превышает единицу, т.е. экономика Украины (которая согласно полученной модели близка к равновесию) потребляет и сберегает в сумме больше, нежели производит.

С использованием данных таблицы 9.1, нами построена модель ВВП по направлениям его использования в докризисный период (2000-2007 гг.):

$$Y_n=1.034*C_n+0.764*S_n+3.188 \quad (9.9)$$

Для этой модели R^2=0.997, F-критерий значимый, P-значения для C и S меньше 0.002. Но для свободного члена P-значение равно 0.601 (Таблица 9.4).

Таблица 9.4

Эконометрические характеристики модели ВВП (9.9)
для экономики Украины 2000-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.998735
R-квадрат	0.997472
Нормированный R-квадрат	0.996461
Стандартная ошибка	2.647724
Наблюдения	8

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	13832.73	6916.363	986.5799	3.21E-07
Остаток	5	35.05222	7.010444		
Итого	7	13867.78			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение	3.188116	5.711623	0.55818	0.600791
C_n	1.034068	0.041407	24.97317	1.92E-06
S_n	0.764658	0.119133	6.418531	0.001362

Таким образом, из этой модели также следует исключить свободный член, вследствие чего получаем адекватную и значимую по всем параметрам модель:

$$Y_n=1.042*C_n+0.788*S_n \qquad (9.10)$$

Высокие объясняющие характеристики приведены в таблице 9.5: R^2=1.000, P-значения для коэффициентов обоих регрессоров меньше $3*10^{-4}$. Обратим внимание на то, что удаление незначимого свободного члена из модели вновь приводит к усилению ее объясняющей способности.

Таблица 9.5

Эконометрические характеристики модели ВВП (9.10)
без свободного члена для экономики Украины 2000-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.999963
R-квадрат	0.999926
Нормированный R-квадрат	0.833247
Стандартная ошибка	2.491199
Наблюдения	8

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	502409.5	251204.7	40477.25	3E-11
Остаток	6	37.23643	6.206072		

Итого	8	502446.7

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Y-пересечение				
C_n	1.042344	0.036376	28.65471	1.2E-07
S_n	0.788415	0.104693	7.530753	0.000284

За этот же период коэффициенты корреляции для ВВП и его составляющих равны 98.8% и 82.6%, т.е. связь между ВВП и сбережениями значительно уменьшилась именно в период финансового кризиса. Собственно, этого следовало ожидать, так как во время экономической нестабильности падает уровень жизни и предельная склонность к потреблению возрастает.

Средние нормы потребления и сбережения по данным модели (9.10) составляют соответственно APC=0.480, APS=0.634. Таким образом, до начала кризиса средняя норма сбережения по Украине была больше, а потребления – меньше, чем с учётом данных 2008-2009 гг.

В общем, средняя склонность к сбережению оказалась выше средней склонности к потреблению, и этот разрыв уменьшился в период кризиса. Даже для периода, включающего кризисные годы, APS составляет в целом почти 0.6, таким образом, в стране существуют проблемы удовлетворения конечного спроса. Экономика Украины все же более сориентирована на накопление. Однако, нельзя говорить с полной уверенностью о том, что инвестиции во время финансового кризиса благоприятствуют экономическому росту, ведь учёт данных кризисного периода значительно уменьшил корреляцию между объёмом валовых накоплений и объёмом ВВП, что косвенно подтверждается также данными других исследований [6].

Выводы

1. В результате исследования экономики Украины за период 2000-2009 гг. мы получили адекватную и значимую модель распределения ВВП: $Y=1.025*C_n+0.838*S_n$, для которой $R^2=1.000$.
   По данным модели рассчитаны:
   - средняя склонность к потреблению APC=0.488;
   - средняя склонность к сбережению APS=0.596.

   Таким образом, экономика Украины близка к равновесию (APC+APS=1.084), при этом она потребляет и сберегает в совокупности больше, нежели производит.
2. В докризисный период 2000-2007 гг. модель распределения ВВП получена в виде: $Y_n=1.042*C_n+0.788*S_n$, для неё также $R^2=1.000$.
   Исходя из данной модели получены:
   - средняя склонность к потреблению APC=0.480;
   - средняя склонность к сбережению APS=0.634.

   В докризисный период APC+APS=1.114, т.е. также имело место распределение большего количества совокупного продукта, нежели производилось в среднем в макросистеме за текущий период.
3. Поскольку в обеих моделях отсутствуют свободные члены (в силу результатов регрессионного анализа они оказались незначимы в сочетании с регрессорами, характеризующими текущие реальные объемы потребления и сбережения), то отсюда

следует, что влияние внешних рынков на процессы сбережения и потребления в Украине незначительное, т.е. макросистема страны достаточно замкнута.

4. Средняя склонность к сбережению превышает среднюю склонность к потреблению, и этот разрыв уменьшился в период кризиса. Таким образом, в стране существуют проблемы удовлетворения конечного спроса.

   Несмотря на то, что экономика Украины более сориентирована на накопление, нельзя говорить с полной уверенностью о том, что инвестиции во время финансового кризиса благоприятствуют экономическому росту, ведь включение в модель данных кризисного периода значительно уменьшило связь между объёмом валовых накоплений и объёмом ВВП.

Литература к Главе 9

1. Сведённые национальные счета [Электронный ресурс] / Государственный комитет статистики Украины. – Режим доступа: http://www.ukrstat.gov.ua/operativ/operativ2005/vvp/znr/znr_u.htm
2. Реальный сектор [Электронный ресурс] / Национальный банк Украины – Режим доступа: http://bank.gov.ua/Statist/Macro/GDP_u.xls
3. Реальный сектор. Архив [Электронный ресурс] / Национальный банк Украины – Режим доступа: http://bank.gov.ua/Statist/Macro/Arx_u.zip
4. Нижегородцев Р.М., Полякова О.В. Регрессионная оценка средних склонностей к потреблению и сбережению для экономики Республики Казахстан // Управление инновациями — 2010: Материалы международной научно-практической конференции 15-17 ноября 2010 г. /Под ред. Р.М. Нижегородцева. М.: ЛЕНАНД, 2010. — С. 164-167.
5. Нижегородцев Р.М., Ржечитская В.О. Оценка средних склонностей к потреблению и сбережению при помощи регрессионного анализа// Соціально-економічний розвиток України та її регіонів: проблеми науки та практики: Тези доповідей Міжнародної науково-практичної конференції. Харків: ВД «ІНЖЕК», 2010. – С. 274-277.
6. Горячук В.Ф. Нагромадження основного капіталу України та державне регулювання цим процесом // Теорія та практика державного управління. 2010. Вип. 2 (29). С. 58-66.

Глава 10
Моделирование функций потребления и сбережения: вычисление предельных склонностей

Моделирование конечного потребления и валового сбережения является необходимой предпосылкой изучения тенденций развития макроэкономической ситуации в стране. Исходя из традиционной кейнсианской теории, потребление и сбережение являются линейными функциями совокупного дохода или валового выпуска:

$$C_n=C_0+MPC(Y_n-T_n), \quad (10.1)$$

$$S_n=S_0+MPS(Y_n-T_n), \quad (10.2)$$

где C_n – уровень потребления текущего года;

- C_0 – автономное потребление;
- MPC – предельная склонность к потреблению;
- S_n – уровень сбережения текущего года;
- S_0 – автономное сбережение;
- MPS – предельная склонность к сбережению;
- Y_n – ВВП текущего года;
- T_n – объём прямых налогов, собранных в текущем году.

Стоит обратить внимание на то, что для определения предельной склонности к сбережению многие экономисты используют вовсе не формулу (10.2), а вычисляют этот показатель как разность единицы и MPC, которая вычисляется по формуле (10.1) и считается более стабильным показателем. При этом их суждения базируются на необоснованном, по нашему мнению, предположении о том, что экономика исследуемой страны является равновесной, т.е., в частности, вся сумма внутренних финансовых ресурсов без дополнительных вливаний извне распределяется на потребление и сбережение полностью.

Во времена Кейнса предположение о равновесном характере изучаемой макросистемы упрощало исследователю задачу с тем, чтобы он сам оказался в состоянии ее решить. Но сегодня, с развитием эконометрических методов анализа, возникли относительно простые и доступные способы проверки гипотезы о равновесности макросистем. К этим методам мы и намерены обратиться.

Динамические данные для расчётов соответствующих показателей, приведенные к сопоставимым ценам 2001 года, содержатся в таблице 10.1. Выбранный в качестве ценовой базы 2001 год характеризуется относительной стабильностью экономической динамики и поэтому может служить адекватной основой для ценовых сопоставлений. Статистической базой исследования является информация Государственного комитета статистики Украины и Национального банка Украины за 2000–2009 гг. [1-3].

Таблица 10.1

Динамика показателей макросистемы Украины за 2000-2009 гг. в ценах 2001 г.

Год	ВВП, млрд.грн.	Валовое сбережение, млрд.грн.	Конечные потребительские расходы, млрд.грн.	Налоги за исключением субсидий на продукты, млрд.грн.
n	Y_n	S_n	C_n	T_n
2000	186.9	46.0	140.7	28.4
2001	204.2	52.2	156.3	23.7
2002	214.9	59.6	162.1	23.4
2003	232.7	65.5	177.6	23.9
2004	263.2	83.8	187.5	24.5
2005	270.7	69.5	207.2	32.4
2006	290.7	67.8	227.0	37.4
2007	313.8	77.1	243.2	37.4
2008	320.9	66.8	256.9	41.9
2009	272.3	45.2	230.5	34.8

10.1. Линейная факторная регрессия

10.1.1. Расчеты для периода с 2000 по 2009 гг.

Пользуясь кейнсианской моделью (10.1), построим функцию потребления для экономики Украины с 2000 по 2009 год:

$$C_n = -15.794 + 0.949*(Y_n - T_n) \qquad (10.3)$$

Модель адекватна (R^2=0.920, F-критерий значимый), но P-значение для C-пересечения составляет 0.507. Низкая степень доверия к свободному члену объяснима – автономное потребления не может иметь отрицательного значения по определению. Эконометрические характеристики модели приведены в таблице 10.2.

Таблица 10.2

Эконометрические характеристики модели потребления (10.3) для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.959318
R-квадрат	0.920291
Нормированный R-квадрат	0.910328
Стандартная ошибка	11.94435
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	13177.58	13177.58	92.36563	1.14E-05
Остаток	8	1141.34	142.6675		
Итого	9	14318.92			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
C-пересечение	–15.749	22.64959	–0.69533	0.506539
Y_n-T_n	0.948656	0.098708	9.610704	1.14E-05

Функция сбережения за тот же период имеет вид:

$$S_n=18.634+0.198*(Y_n-T_n) \quad (10.4)$$

Причём, эта модель неадекватна (R^2=0.395, F-критерий значимый), P-Значение для S-пересечения равно 0.376, для объясняющей переменной – 0.052. Эконометрические характеристики модели – в таблице 10.3.

Таблица 10.3

Эконометрические характеристики модели сбережений (10.4) для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.628422
R-квадрат	0.394914
Нормированный R-квадрат	0.319278
Стандартная ошибка	10.47241
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	572.6228	572.6228	5.221259	0.051666
Остаток	8	877.3712	109.6714		
Итого	9	1449.994			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение	18.63433	19.85841	0.938359	0.375522
Y_n-T_n	0.197754	0.086544	2.285007	0.051666

Поскольку степень доверия к свободному члену модели (10.3) низка, мы его исключаем и получаем следующую модель потребления:

$$C_n=0.881*(Y_n-T_n) \quad (10.5)$$

Эконометрические характеристики модели, приведенные в таблице 10.4, подтверждают адекватность модели: R^2=0.997, F-критерий значимый, P-Значение для независимой переменной $1.07*10^{-12}$.

Таблица 10.4

Эконометрические характеристики модели потребления (10.5) без свободного члена для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.998522
R-квадрат	0.997047
Нормированный R-квадрат	0.885936
Стандартная ошибка	11.59654
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	408646.5	408646.5	3038.721	1.3E-11
Остаток	9	1210.318	134.4798		
Итого	10	409856.8			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
C-пересечение				
Y_n-T_n	0.880982	0.015982	55.1246	1.07E-12

Модель сбережения после исключения свободного члена имеет вид:

$$S_n=0.278*(Y_n-T_n) \qquad (10.6)$$

Её мы считаем адекватной (R^2=0.977, F-критерий значимый, P-Значение для независимой переменной $1.2*10^{-8}$), что подтверждается регрессионной статистикой, приведенной в таблице 10.5.

Таблица 10.5

Эконометрические характеристики модели сбережения (10.6) без свободного члена для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.988229
R-квадрат	0.976596
Нормированный R-квадрат	0.865485
Стандартная ошибка	10.40266
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	40640.63	40640.63	375.553	5.22E-08
Остаток	9	973.9389	108.2154		
Итого	10	41614.57			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение				
Y_n-T_n	0.277826	0.014336	19.37919	1.2E-08

Тот факт, что функции (10.5) и (10.6) не содержат свободных членов, не означает, что объёмы автономных потребления и сбережения за соответствующий период равны нулю. Такой вывод мы должны были бы сделать, если бы свободный член в этих уравнениях был значимым, а значение соответствующего регрессора было близким к нулю. Полученные же результаты означают, что объёмы автономных потребления и сбережения за исследуемый период быстро изменяются, таким образом, эти объёмы гибко приспосабливаются к увеличению или снижению текущего ВВП макросистемы. Тем самым, они являются незначимыми факторами при линейном моделировании функций потребления и сбережения в целом за весь период 2000-2009 гг.

Предельная склонность к потреблению в исследуемом периоде согласно (10.5) равна 0.881 и показывает, что приращение совокупного располагаемого дохода на единицу увеличит потребление на 0.881 единиц, а приращение собранных прямых налогов на единицу на столько же уменьшит объем валового потребления. Предельная склонность к сбережению согласно (10.6) равна 0.278, т.е. дополнительная единица совокупного располагаемого дохода увеличит сбережения на 0.278 единиц, а дополнительная единица собранных прямых налогов – уменьшит.

Таким образом, для периода 2000-2009 гг. имеем: MPC+MPS=1.159. На основании этого можно сделать вывод о неравновесии в макросистеме Украины, то есть потребление и сбережение вместе взятые превышают располагаемый доход страны на 15.9%. Часть совокупного дохода, распределяемого в Украине, она получает в виде зарубежных заимствований, по большей части от международных финансовых институтов. Это порождает другую проблему – страна постепенно скатывается в „долговую яму”, перекладывая бремя выплаты внешних кредитов на грядущие поколения.

10.1.2. Сокращение временного интервала, включающего кризисные годы

Сократив выборку до временного интервала с 2003 по 2009 гг., мы получили модель уровня потребления:

$$C_n = -42.143 + 1.054*(Y_n - T_n) \qquad (10.7)$$

Для этой модели R^2=0.793, F-критерий значимый, но уровень доверия к свободному члену снова очень низок – менее 50% (Таблица 10.6).

Таблица 10.6

Эконометрические характеристики модели потребления (10.7) для экономики Украины 2003-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.890286
R-квадрат	0.79261
Нормированный R-квадрат	0.751132
Стандартная ошибка	14.48533
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	4009.569	4009.569	19.10912	0.007213
Остаток	5	1049.124	209.8248		
Итого	6	5058.693			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
C-пересечение	–42.1433	59.8839	–0.70375	0.513002
Y_n-T_n	1.053555	0.241011	4.371398	0.007213

Что же касается модели объема сбережения, то за этот же период она будет такой:

$$S_n=40.693+0.110*(Y_n-T_n) \quad (10.8)$$

Эконометрические характеристики модели, приведенные в таблице 10.7, описывают её как неадекватную: R^2=0.051, F-критерий не значимый, оба P-значения коэффициентов регрессии вызывают к ним недоверие. Тот факт, что модель (10.8) не проходит по F-критерию, побуждает задуматься об адекватности *линейного вида* аппроксимации рассматриваемых совокупностей наблюдаемых значений переменных. В дальнейшем мы убедимся в том, что это суждение небезосновательно: кризисные годы (2008-2009) характеризуются принципиально иным характером экономической динамики, что в данном случае имеет решающее значение для построения значимой аппроксимации.

Таблица 10.7

Эконометрические характеристики модели сбережения (10.8) для экономики Украины 2003-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.225648
R-квадрат	0.050917
Нормированный R-квадрат	–0.1389
Стандартная ошибка	12.79862
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	43.93936	43.93936	0.268242	0.626606
Остаток	5	819.0238	163.8048		
Итого	6	862.9631			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение	40.69266	52.91087	0.769079	0.476585
Y_n-T_n	0.11029	0.212947	0.517921	0.626606

Поскольку уровень доверия к свободным членам моделей (10.7) и (10.8) невысокий, мы исключили свободные члены из этих моделей и получили функции:

$$C_n=0.884*(Y_n-T_n) \quad (10.9)$$

$$S_n=0.273*(Y_n-T_n) \quad (10.10)$$

При этом обе модели оказались адекватными и значимыми: для них значение R^2 составило соответственно 0.997 и 0.972, F-критерии значимы и P-Значения для располагаемого дохода значительно меньше 0.05 (см. таблицы 10.8 и 10.9).

Таблица 10.8

Эконометрические характеристики модели потребления (10.9) без свободного члена для экономики Украины 2003-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.9983
R-квадрат	0.996602
Нормированный R-квадрат	0.829936
Стандартная ошибка	13.86268
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	338213.9	338213.9	1759.938	1.45E-07
Остаток	6	1153.043	192.1738		
Итого	7	339366.9			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
C-пересечение				
Y_n-T_n	0.884654	0.021087	41.95161	1.23E-08

Таблица 10.9

Эконометрические характеристики модели сбережения (10.10) без свободного члена для экономики Украины 2003-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.986115
R-квадрат	0.972423
Нормированный R-квадрат	0.805757
Стандартная ошибка	12.35524
Наблюдения	7

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	32297.48	32297.48	211.576	2.77E-05
Остаток	6	915.9115	152.6519		
Итого	7	33213.39			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение				
Y_n-T_n	0.273377	0.018794	14.54565	6.62E-06

При этом в период 2003-2009 гг. снова наблюдаем рост предельной склонности к потреблению до 0.884 за счёт сокращения предельной склонности к сбережению до 0.273, что характерно для экономики во время кризиса, имеющего место в исследуемом временном интервале. Сумма же этих показателей существенно не меняется: для периода 2003-2009 гг. она составляет 1.157, что на две тысячных меньше, чем для периода 2000-2009 гг.

Как и следовало ожидать, сокращение количества наблюдений облегчает задачу объяснения вариации объясняемой переменной, т.е. сжатие временного интервала приводит к *возрастанию* R^2 (при незначительном снижении степени доверия к отдельным коэффициентам).

10.1.3. Расчеты для периода с 2000 по 2007 гг.

Попробуем построить модели уровня потребления и сбережения, используя данные таблицы 10.1, для докризисного периода (2000-2007 гг.). Уравнение потребления для этого временного интервала имеет вид:

$$C_n = -2.097 + 0.870*(Y_n - T_n) \qquad (10.11)$$

Модель адекватна, это подтверждается её эконометрическими характеристиками: R^2 составляет 0.948, F-критерий значимый, но доверие к свободному члену весьма низкое, поскольку P-Значение для него равно 0.913 (Таблица 10.10). Собственно, этого следовало ожидать, ведь уровень автономного потребления в соответствии с его экономическим смыслом должен быть положительным, а в модели (10.11) мы получили отрицательный свободный член.

Таблица 10.10

Эконометрические характеристики модели потребления (10.11) для экономики Украины 2000-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.973501
R-квадрат	0.9477043
Нормированный R-квадрат	0.9389883
Стандартная ошибка	8.8335764
Наблюдения	8

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	8484.593	8484.593	108.7321237	4.56E-05
Остаток	6	468.1924	78.03207		
Итого	7	8952.785			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
C-пересечение	–2.0966299	18.46593	–0.11354	0.913305949
Y_n-T_n	0.8695798	0.083393	10.42747	4.5599E-05

Для этого же временного интервала уравнение сбережения будет таким:

$$S_n = 6.178 + 0.270*(Y_n - T_n) \qquad (10.12)$$

Модель, в отличие от периода, который включает кризисные годы, адекватна: R^2=0.759, F-критерий значимый, но доверие к свободному члену тоже низкое, его P-Значение составляет 0.670, это подтверждают данные таблицы 10.11.

Таблица 10.11

Эконометрические характеристики модели сбережения (10.12) для экономики Украины 2000-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.871232
R-квадрат	0.7590452
Нормированный R-квадрат	0.7188861
Стандартная ошибка	6.5904539
Наблюдения	8

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	820.9449	820.9449	18.9009376	0.004836
Остаток	6	260.6045	43.43408		
Итого	7	1081.549			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение	6.1782359	13.77685	0.44845	0.669568284
Y_n-T_n	0.2704898	0.062217	4.347521	0.004835589

Исключив из модели потребления свободный член, мы получили:

$$C_n=0.860*(Y_n-T_n) \qquad (10.13)$$

Эконометрические характеристики модели, приведенные в таблице 10.12, подтверждают её адекватность: R^2=0.998, F-критерий значимый, P-Значение для коэффициента при независимой переменной составляет $4.92*10^{-11}$.

Таблица 10.12

Эконометрические характеристики модели потребления (10.13) без свободного члена для экономики Украины 2000-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.999193
R-квадрат	0.998386
Нормированный R-квадрат	0.855529
Стандартная ошибка	8.187084
Наблюдения	8

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	290281	290281	4330.72	8.28E-10
Остаток	7	469.1984	67.02834		
Итого	8	290750.2			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
C-пересечение				
Y_n-T_n	0.860248	0.013072	65.80821	4.92E-11

Модель сбережения без свободного члена:

$$S_n=0.298*(Y_n-T_n) \quad (10.14)$$

Для модели (10.14) R^2=0.992, F-критерий значимый, P-Значение для коэффициента при независимой переменной составляет $1.16*10^{-8}$ (см. таблицу 10.13).

Таблица 10.13

Эконометрические характеристики модели сбережения (10.14) без свободного члена для экономики Украины 2000-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.996156
R-квадрат	0.992327
Нормированный R-квадрат	0.84947
Стандартная ошибка	6.202988
Наблюдения	8

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	34831.52	34831.52	905.2541	8.94E-08
Остаток	7	269.3394	38.47706		
Итого	8	35100.86			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение				
Y_n-T_n	0.297989	0.009904	30.08744	1.16E-08

Итак, мы получили адекватные и значимые по всем критериям линейные модели, которые дают возможность рассчитать предельные склонности к потреблению и сбережению для экономики Украины за 2000-2007 гг.

В указанном периоде MPC=0.860, то есть дополнительная единица располагаемого совокупного дохода макросистемы в большей мере направляется на дополнительное потребление. MPS=0.298, то есть дополнительная единица ВВП увеличит сбережения на 0.298 единиц.

MPC в докризисный период ниже, нежели в период, который охватывает кризисные годы. Это объясняется общеизвестным фактом, что снижение платежеспособности конечных потребителей в кризисные годы побуждает их потреблять немедленно большую часть дохода.

Для докризисного периода 2000-2007 гг. имеем: MPC+MPS=1.158, т.е. наблюдалась та же тенденция – получение существенной части совокупного дохода из внешних заимствований. Обратим внимание на то, что эта сумма практически не меняется независимо от вариации рассматриваемого временного интервала.

10.1.4. Линейная зависимость потребления и сбережения от ВВП

Некоторые трудности на пути аппроксимации функций потребления и сбережения могут объясняться, в частности, неподходящим выбором объясняющего параметра. В некоторых макросистемах объемы конечного потребления и валовых сбережений сильнее зависят не от располагаемого дохода, а от валового выпуска. Это связано с общей ролью прямых налогов в макросистеме и с институциональными особенностями механизмов налогообложения. Поэтому следующий шаг на пути моделирования функций потребления и сбережения связан с использованием ВВП в качестве объясняющего регрессора.

Если построить функцию уровня потребления в зависимости от ВВП за период 2000-2009 гг., то получим следующую модель:

$$C_n = -19.121 + 0.848 * Y_n \qquad (10.15)$$

Эконометрические характеристики модели, представленные в таблице 10.14, свидетельствуют об её адекватности: R^2=0.953, F-критерий значимый. Но P-Значение для C-пересечения равно 0.303, это указывает на невозможность существования такого значения автономного потребления, тем более что отрицательный знак при независимой переменной противоречит экономическому смыслу автономного потребления: объем потребления, *не зависящий* от уровня валового выпуска (соответствующий его нулевому уровню), в любом случае должен быть положительным.

Таблица 10.14

Эконометрические характеристики модели потребления (10.15) в зависимости от ВВП для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.976218
R-квадрат	0.953002
Нормированный R-квадрат	0.947127
Стандартная ошибка	9.17172
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	13645.95	13645.95	162.2192	1.36E-06
Остаток	8	672.9636	84.12045		
Итого	9	14318.92			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
C-пересечение	–19.1209	17.36029	–1.10141	0.302748
Y_n	0.848164	0.066593	12.73653	1.36E-06

Модель уровня сбережения в зависимости от ВВП текущего года имеет вид::

$$S_n = 22.760 + 0.158 * Y_n \qquad (10.16)$$

Модель (10.16) является неадекватной (R^2=0.327, F-критерий не значимый), соответствующая регрессионная статистика представлена в таблице 10.15. Параметры модели также имеют низкий уровень доверия: P-Значение как S-пересечения, так и коэффициента при Y_n больше 0.05.

Таблица 10.15

Эконометрические характеристики модели сбережения (10.16) в зависимости от ВВП для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.571539
R-квадрат	0.326657
Нормированный R-квадрат	0.242489
Стандартная ошибка	11.04731
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	473.6501	473.6501	3.88101	0.08434
Остаток	8	976.3439	122.043		
Итого	9	1449.994			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение	22.7604	20.91041	1.088472	0.308087
Y_n	0.158018	0.080211	1.970028	0.08434

Исключив свободный член из модели (10.15), получим:

$$C_n=0.776*Y_n \qquad (10.17)$$

Модель адекватна, так как для неё R^2=0.998, F-критерий значимый, P-Значение для Y_n равно $1.44*10^{-13}$ (Таблица 10.16).

Таблица 10.16

Эконометрические характеристики модели потребления (10.17) без свободного члена в зависимости от ВВП для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.999054
R-квадрат	0.998109
Нормированный R-квадрат	0.886998
Стандартная ошибка	9.279674
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	409081.8	409081.8	4750.559	2.19E-12
Остаток	9	775.0112	86.11235		
Итого	10	409856.8			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
С-пересечение				
Y_n	0.775848	0.011257	68.9243	1.44E-13

Построим также модель уровня сбережения, исключив из модели (10.16) свободный член:

$$S_n=0.244*Y_n, \qquad (10.18)$$

Качество модели по сравнению с моделью (10.16) улучшилось: R^2=0,973, F-критерий значимый (Таблица 10.17), P-Значение для независимой переменной равно $2.26*10^{-8}$ то есть модель адекватна.

Таблица 10.17

Эконометрические характеристики модели сбережения (10.18) без свободного члена в зависимости от ВВП для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.98644
R-квадрат	0.973064
Нормированный R-квадрат	0.861953
Стандартная ошибка	11.16013
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	40493.63	40493.63	325.1232515	9.18E-08
Остаток	9	1120.937	124.5486		
Итого	10	41614.57			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение				
Y_n	0.244098	0.013538	18.03117	2.26E-08

С использованием макроэкономических показателей докризисного периода 2000-2007 гг., мы получили модель потребления:

$$C_n= -8.548+0.794*Y_n \qquad (10.19)$$

В таблице 10.18 представлены регрессионные характеристики модели, которые описывают её как адекватную: R^2=0.977, F-критерий значимый. Однако, P-Значение для C-пересечения равно 0.522, что обуславливает необходимость исключения из модели свободного члена.

Таблица 10.18

Эконометрические характеристики модели потребления (10.19) в зависимости от ВВП для экономики Украины 2000-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.988254
R-квадрат	0.976646
Нормированный R-квадрат	0.972754
Стандартная ошибка	5.903128
Наблюдения	8

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	8743.704	8743.704	250.9176	4.02E-06
Остаток	6	209.0815	34.84692		
Итого	7	8952.785			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
С-пересечение	–8.54818	12.56258	–0.68045	0.521598
Y_n	0.794043	0.050128	15.84038	4.02E-06

Модель уровня сбережения в зависимости от ВВП текущего года для периода 2000-2007 гг. имеет вид:

$$S_n=8.207+0.231*Y_n \qquad (10.20)$$

Модель (10.20), в отличие от модели (10.16), которая базируется на данных, включающих кризисные годы, адекватна, для неё R^2=0.682, F-критерий значимый (см. таблицу 10.19). Но свободный член модели также имеет низкий уровень доверия: P-Значение для S-пересечения составляет 0.629.

Таблица 10.19

Эконометрические характеристики модели сбережения (10.20) в зависимости от ВВП для экономики Украины 2000-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.825954
R-квадрат	0.6822
Нормированный R-квадрат	0.629233
Стандартная ошибка	7.568755
Наблюдения	8

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	737.8331	737.8331	12.8798	0.01152
Остаток	6	343.7163	57.28605		
Итого	7	1081.549			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение	8.207497	16.10724	0.509553	0.628558
Y_n	0.230662	0.064272	3.588844	0.01152

Исключив свободный член из модели (10.19), получаем:

$$C_n=0.760*Y_n \qquad (10.21)$$

Модель адекватна и значима по всем параметрам: R^2=0.999, F-критерий значимый, P-Значение для Y_n равно $3.77*10^{-12}$ (Таблица 10.20).

Таблица 10.20

Эконометрические характеристики модели потребления (10.21) без свободного члена в зависимости от ВВП для экономики Украины 2000-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.999613
R-квадрат	0.999225
Нормированный R-квадрат	0.856368
Стандартная ошибка	5.672187
Наблюдения	8

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	290525	290525	9029.888	9.15E-11
Остаток	7	225.2159	32.17371		
Итого	8	290750.2			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
C-пересечение				
Y_n	0.760408	0.008002	95.02572	3.77E-12

При исключении свободного члена из модели (10.20) имеем:

$$S_n=0.263*Y_n, \qquad (10.22)$$

Эконометрические характеристики модели указывают на её адекватность: R^2=0.990, F-критерий значимый (Таблица 10.21), P-Значение для независимой переменной равно $3.15*10^{-8}$.

Таблица 10.21

Эконометрические характеристики модели сбережения (10.22) без свободного члена в зависимости от ВВП для экономики Украины 2000-2007 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.994879
R-квадрат	0.989784
Нормированный R-квадрат	0.846927
Стандартная ошибка	7.157317
Наблюдения	8

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	34742.27	34742.27	678.1997	2.11E-07
Остаток	7	358.5903	51.22719		
Итого	8	35100.86			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение				
Y_n	0.262957	0.010097	26.04227	3.15E-08

Следовательно, можно сделать вывод о том, что линейная аппроксимация объёмов потребления и сбережения в зависимости от совокупного ВВП адекватна и значима для всех исследуемых периодов, так же, как и зависимость от располагаемого дохода, который формируется в макросистеме.

10.2. Линейная авторегрессия

Поскольку в рассматриваемом периоде с 2000 по 2009 гг. объемы потребления и сбережений подчиняются определенной макроэкономической логике, попробуем проверить оба ряда данных на наличие автокорреляции. Допустим, что для показателя уровня потребления существует авторегрессия порядка AR(1), тогда модель выглядит таким образом:

$$C_n=0.837*C_{n-1}+41.858 \qquad (10.23)$$

Характеристики модели, представленные в таблице 10.22, определяют её как адекватную (R^2=0.877, F-критерий значимый), не вызывает доверия лишь коэффициент при С-пересечении, для которого Р-Значение равно 0.119.

Таблица 10.22

Эконометрические характеристики авторегрессионной модели потребления (10.23) для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.936366
R-квадрат	0.876782
Нормированный R-квадрат	0.859179
Стандартная ошибка	13.62844
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	9251.406	9251.406	49.80989	0.000201
Остаток	7	1300.14	185.7343		
Итого	8	10551.55			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
С-пересечение	41.858	23.607	1.77313	0.119489
C_{n-1}	0.836828	0.11857103	7.05761	0.000201

Исключив из модели (10.23) свободный член, мы получили:

$$C_n=1.043*C_{n-1} \qquad (10.24)$$

Характеристики этой модели такие: R^2=0.995, F-критерий значимый, Р-Значение для независимой переменной $1.49*10^{-10}$ (см. таблицу 10.23), то есть в окончательном варианте имеем авторегрессионную модель первого порядка для уровня потребления.

Эта модель свидетельствует о том, что объем конечного потребления каждого года за период 2001-2009 гг. на 99.5% объясняется значением объема потребления предшествующего года и превосходит его в среднем за рассматриваемый период в 1.043 раза.

Таблица 10.23

Эконометрические характеристики авторегресионной модели потребления (10.24) без свободного члена для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.997582039
R-квадрат	0.995169925
Нормированный R-квадрат	0.870169925
Стандартная ошибка	15.34635852
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	388189.7167	388189.7167	1648.288949	1.43E-09
Остаток	8	1884.085758	235.5107197		
Итого	9	390073.8024			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
С-пересечение				
C_{n-1}	1.04314	0.025694	40.59912	1.49E-10

Адекватность модели (10.24) также косвенно подтверждается соответствующим графиком зависимости между конечным потреблением текущего года и конечным потреблением предшествующего года, который в некотором смысле похож на прямую линию и может быть хорошо аппроксимирован линейной функцией (рис. 10.1). Из общего ряда выбивается, пожалуй, лишь точка, связывающая объем потребления 2009 года с аналогичным объемом 2008 года (она обведена кружком на рис. 10.1), что подтверждает сделанный ранее вывод о коренных отличиях траекторий кризисной экономической динамики от траекторий докризисного периода.

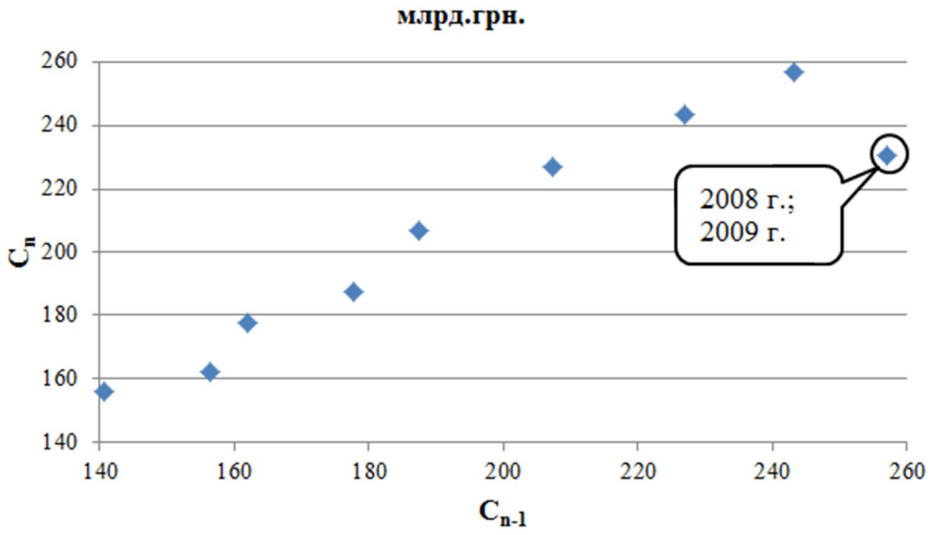

Рис. 10.1. График зависимости уровня потребления текущего года от уровня потребления предшествующего года

Построим авторегрессионную модель порядка AR(1) для объема сбережения, её вид следующий:

$$S_n=0.400*S_{n-1}+39.113 \qquad (10.25)$$

И эта модель функции сбережения оказалась неадекватной, что подтверждается её эконометрическими характеристиками, представленными в таблице 10.24: R^2=0.156, F-критерий не значимый. При этом в модели (10.25) оба P-Значения превышают 0.05.

Таблица 10.24

Эконометрические характеристики авторегрессионной модели сбережения (10.25) для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.394638
R-квадрат	0.155739
Нормированный R-квадрат	0.03513
Стандартная ошибка	11.60286
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	173.8398	173.8398	1.291276	0.293214
Остаток	7	942.3851	134.6264		
Итого	8	1116.225			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение	39.113	23.368	1.673795	0.138085
S_{n-1}	0.400474	0.352424	1.136343	0.293214

Из модели (10.25) также исключаем свободный член, после чего имеем:

$$S_n=0.982*S_{n-1} \qquad (10.26)$$

Характеристики этой модели такие: $R^2=0.967$, F-критерий значимый, P-Значение для независимой переменной $3.45*10^{-7}$ (см. таблицу 10.25), то есть также нам удалось построить авторегрессионную модель первого порядка для уровня сбережения.

Эта модель свидетельствует о том, что объем совокупного сбережения каждого года за период 2001-2009 гг. на 96.6% объясняется значением объема сбережения предшествующего года и ежегодно уменьшается в среднем на 1.8%.

Таблица 10.25

Эконометрические характеристики авторегресионной модели сбережения (10.26) без свободного члена для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.98315257
R-квадрат	0.966588975
Нормированный R-квадрат	0.841588975
Стандартная ошибка	12.84305873
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	38174.9926	38174.9926	231.4419205	1.28E-06
Остаток	8	1319.553261	164.9441576		
Итого	9	39494.54587			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение				
S_{n-1}	0.982223307	0.064563821	15.21321532	3.45387E-07

График зависимости совокупных сбережений текущего года от совокупных сбережений предыдущего года также можно принять за график линейной функции (рис. 10.2), если не учитывать некоторые точки, которые оттягивают тренд вниз (в кризисный период) или вверх (две другие точки).

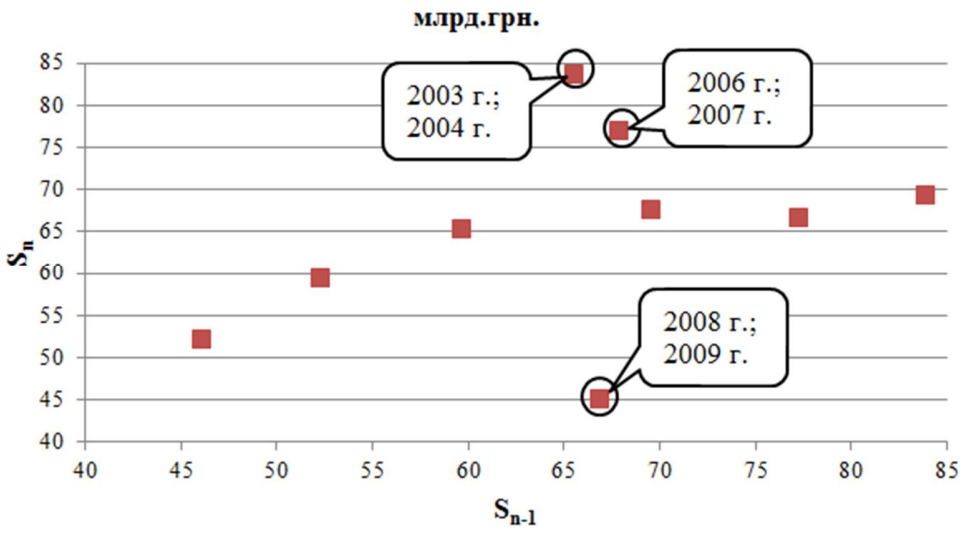

Рис. 10.2. График зависимости уровня сбережений текущего года от уровня сбережений предшествующего года

Авторегрессия порядка AR(2) для обоих числовых рядов не наблюдается.

10.3. Нелинейная однофакторная регрессия

Для определения типа нелинейной функции, с помощью которой можно было бы охарактеризовать изменение исследуемых показателей, рассмотрим графики зависимости уровня конечного потребления и уровня сбережения от располагаемого дохода макросистемы (рис. 10.3, рис. 10.4).

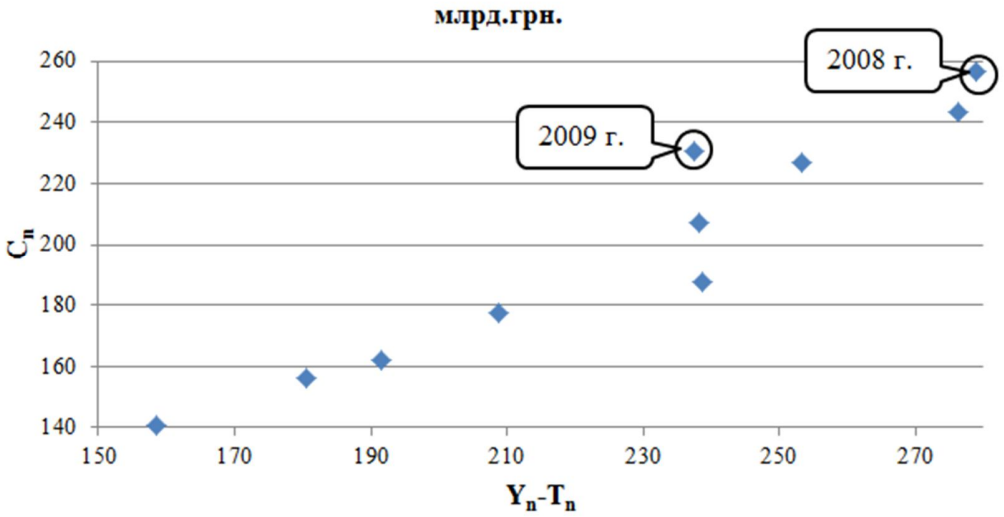

Рис. 10.3. График зависимости уровня потребления от совокупного располагаемого дохода

Если не принимать во внимание две точки, выделенные на графике и относящиеся к кризисным годам, то его форма скорее указывает на степенную зависимость между

совокупным располагаемым доходом и уровнем потребления. Поэтому, выполнив определённые преобразования, вначале построим степенную модель потребления:

$$C_n=0.635*(Y_n-T_n)^{1.06} \quad (10.27)$$

Эконометрические характеристики модели, представленные в таблице 10.26, характеризуют её как адекватную, поскольку R^2=0.930, F-критерий значимый, однако P-Значение для С-пересечения равно 0.439, что вызывает сомнения в возможности доверия к свободному члену и, соответственно, в значимости свободного члена для данной аппроксимационной модели. Правота высказанных сомнений подтверждается дальнейшими расчетами.

Таблица 10.26

Эконометрические характеристики степенной функции потребления (10.27) для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.964156
R-квадрат	0.929596
Нормированный R-квадрат	0.920796
Стандартная ошибка	0.057782
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	0.352669	0.352669	105.6302916	6.92E-06
Остаток	8	0.02671	0.003339		
Итого	9	0.379378			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
С-пересечение	–0.45452	0.55768	–0.81503	0.438645175
Y_n-T_n	1.059586	0.103096	10.27766	6.91598E-06

После исключения из модели (10.27) свободного члена нами получена новая модель потребления в виде:

$$C_n= (Y_n-T_n)^{0.976} \quad (10.28)$$

Эта модель является адекватной и значимой, для неё R^2=1.000 (обратим внимание на то, что объясняющая способность модели после исключения свободного члена значительно повысилась), F-критерий значимый, P-Значение для объясняющей переменной составляет $3.07*10^{-19}$ (Таблица 10.27).

Таблица 10.27

Эконометрические характеристики степенной функции потребления (10.28) без свободного члена для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.999948
R-квадрат	0.999896
Нормированный R-квадрат	0.888785
Стандартная ошибка	0.056694
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	278.5062	278.5062	86649.65401	1.99E-17
Остаток	9	0.028927	0.003214		
Итого	10	278.5351			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
C-пересечение				
Y_n-T_n	0.975605	0.003314	294.3631	3.06715E-19

Если же исходить из того, что форма линии тренда выпукла вверх (за счёт значений кризисных годов), то можно прийти к выводу о возможности логарифмической зависимости C_n от (Y_n-T_n).

Произведя определённые преобразования, получили логарифмическую модель потребления:

$$C_n=202.808*\ln(Y_n-T_n) – 897.586 \qquad (10.29)$$

Для неё R^2=0.902, F-критерий значимый, P-Значения с вероятностью 99.9% свидетельствуют о должном уровне доверия к коэффициентам регрессии (см. таблицу 10.28), таким образом, модель адекватна.

Таблица 10.28

Эконометрические характеристики логарифмической функции потребления (10.29) для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.9499
R-квадрат	0.90231
Нормированный R-квадрат	0.890098
Стандартная ошибка	13.22317
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	12920.1	12920.1	73.89147101	2.59E-05
Остаток	8	1398.819	174.8523		
Итого	9	14318.92			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
С-пересечение	–897.586	127.6238	–7.03306	0.000108989
Y_n-T_n	202.8082	23.59329	8.596015	2.59407E-05

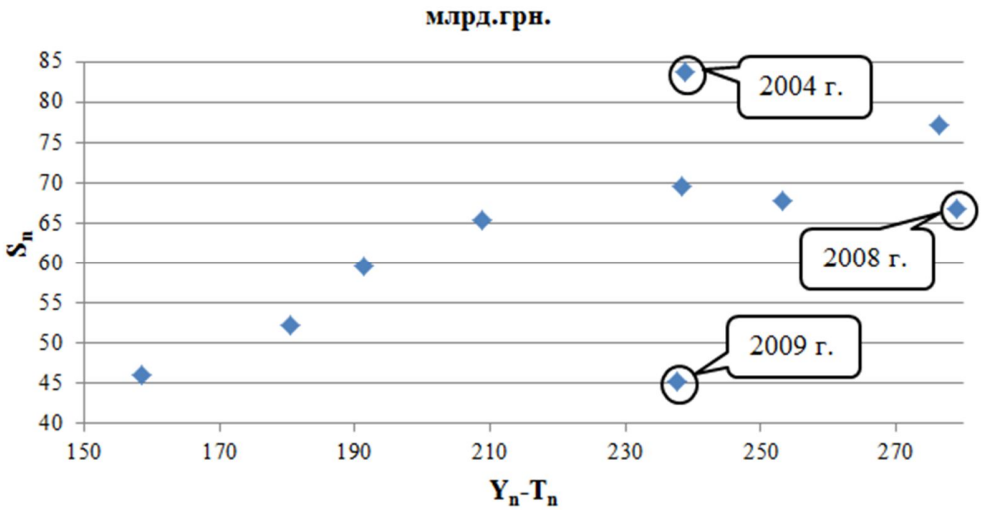

Рис. 10.4. Зависимость уровня сбережения от совокупного располагаемого дохода

Допустим существование степенной или логарифмической зависимости для уровня сбережения текущего года S_n от (Y_n-T_n), поскольку значение функции оказалось выше линейного тренда в точке, которая соответствует 2004 году, однако данные кризисных 2008 и 2009 гг. «оттягивают» эту кривую вниз.

Не случайный факт состоит в том, что в кризисный период доля потребления в располагаемом доходе растет, а доля сбережений сжимается: резкое снижение уровня жизни побуждает агентов тратить все большую часть располагаемого дохода в текущем периоде, возможности для сбережений уменьшаются. Таким образом, кризисные годы, как вытекает из приведенных графиков, действительно показывают иную динамику, нежели предшествующий период 2000-2007 гг.

Выполнив преобразования, сначала получили степенную функцию сбережений:

$$S_n=1.325*(Y_n-T_n)^{0.712} \qquad (10.30)$$

Для неё R^2=0.411, F-критерий значимый, таким образом, модель трудно принять в качестве адекватной, к тому же P-Значение для S-пересечения составляет 0.867, т.е. уровень доверия к свободному члену низкий (Таблица 10.29).

Таблица 10.29

Эконометрические характеристики степенной функции сбережения (10.30) для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.64097228
R-квадрат	0.41084547
Нормированный R-квадрат	0.33720115
Стандартная ошибка	0.16890895
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	0.159164	0.159164	5.578780394	0.045819
Остаток	8	0.228242	0.02853		
Итого	9	0.387406			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение	0.28174985	1.630229	0.172828	0.8670789
Y_n-T_n	0.71182792	0.301374	2.361944	0.04581896

Из модели (10.30) мы исключили свободный член, таким образом, в окончательном варианте имеем степенную аппроксимацию функции сбережений:

$$S_n=(Y_n-T_n)^{0.764} \qquad (10.31)$$

Эконометрические характеристики модели без свободного члена, приведенные в таблице 10.30, позволяют её признать адекватной: коэффициент детерминации равен 0.999, F-критерий значимый, t-статистика превышает критический уровень, P-Значение для независимой переменной $3.05*10^{-14}$.

Таблица 10.30

Эконометрические характеристики степенной функции сбережения (10.31) без свободного члена для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.9993298
R-квадрат	0.99866005
Нормированный R-квадрат	0.88754894
Стандартная ошибка	0.15954591
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	170.7433	170.7433	6707.678461	5.51E-13
Остаток	9	0.229094	0.025455		
Итого	10	170.9724			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение				
Y_n-T_n	0.76388588	0.009327	81.90042	3.05431E-14

Логарифмическая функция для объёма валового сбережения после произведенных преобразований имеет вид:

$$S_n=43.486*\ln(Y_n-T_n) – 171.728 \quad (10.32)$$

Её эконометрические характеристики, приведенные в таблице 10.31, следующие: R^2=0.410, F-критерий значимый, но P-Значение для свободного члена равно 0.124, т.е. модель (10.32) неадекватна и уровень доверия к её свободному члену недостаточен.

Таблица 10.31

Эконометрические характеристики логарифмической функции сбережения (10.32) для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.64004801
R-квадрат	0.40966145
Нормированный R-квадрат	0.33586913
Стандартная ошибка	10.344004
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	594.0066	594.0066	5.551546023	0.046234
Остаток	8	855.9873	106.9984		
Итого	9	1449.994			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение	–171.72761	99.83543	–1.72011	0.123725532
Y_n-T_n	43.4858902	18.45616	2.356172	0.046233672

После исключения из модели (10.32) свободного члена, нами получена адекватная и значимая модель, для которой R^2=0.972, F-критерий значимый, P-Значение для уровня располагаемого дохода составляет $2.77*10^{-8}$ (см. таблицу 10.32):

$$S_n=11.756*\ln(Y_n-T_n) \quad (10.33)$$

Таблица 10.32

Эконометрические характеристики логарифмической функции сбережения (10.33) без свободного члена для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.98581087
R-квадрат	0.97182307
Нормированный R-квадрат	0.86071196
Стандартная ошибка	11.4142738
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	40442	40442	310.4102323	1.1E-07
Остаток	9	1172.571	130.2856		
Итого	10	41614.57			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение				
Y_n-T_n	11.7563634	0.667275	17.61846	2.76929E-08

10.4. Нелинейная факторная регрессия высших степеней

10.4.1. Нелинейная регрессия зависимости высших степеней уровня потребления и уровня сбережения от располагаемого совокупного дохода

Следующая идея состоит в том, что традиционные кейнсианские функции (10.1) и (10.2) являются линейным приближением рядов Тейлора для функций потребления и сбережения. Таким образом, если коэффициент детерминации линейных моделей оказался недостаточно большим, можно выполнить аппроксимацию высших степеней для этих же функций и в результате определить предельные склонности к потреблению и сбережению, которые окажутся равными коэффициентам при линейных членах.

Так, квадратичная модель уровня потребления для периода 2000-2009 гг. будет выглядеть так:

$$C_n=80.781+0.047*(Y_n-T_n)+0.002*(Y_n-T_n)^2 \qquad (10.34)$$

Хотя регрессионные характеристики модели, представленные в таблице 10.33, подтверждают её адекватность (коэффициент детерминации составляет 0.926, F-критерий значимый), однако P-Значения для всех параметров слишком высокие – от 0.500 до 0.971 и вызывают недоверие к параметрам модели.

Таблица 10.33

Эконометрические характеристики квадратичной функции потребления (10.34) для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.962114
R-квадрат	0.925663
Нормированный R-квадрат	0.904424
Стандартная ошибка	12.33125
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	13254.5	6627.249	43.58317376	0.000112
Остаток	7	1064.419	152.0598		
Итого	9	14318.92			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
C-пересечение	80.78097	137.7201	0.586559	0.575918607
Y_n-T_n	0.047143	1.271611	0.037073	0.971461787
$(Y_n-T_n)^2$	0.00204	0.002869	0.711241	0.499942204

Пользуясь методом включения-исключения переменных, получаем вполне адекватную и значимую по всем характеристикам квадратичную модель уровня потребления:

$$C_n=85.865+0.002*(Y_n-T_n)^2 \qquad (10.35)$$

Регрессионная статистика модели (Таблица 10.34) указывает на её адекватность: R^2=0.926, F-критерий значимый, а также P-значения для всех параметров меньше $1*10^{-4}$, то есть каждый из параметров модели вызывает доверие.

Таблица 10.34

Эконометрические характеристики квадратичной функции потребления (10.35) без линейного члена для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.962106
R-квадрат	0.925649
Нормированный R-квадрат	0.916355
Стандартная ошибка	11.53596
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	13254.29	13254.29	99.59756	8.62E-06
Остаток	8	1064.628	133.0784		
Итого	9	14318.92			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
С-пересечение	85.86487	11.89753	7.217034	9.09E-05
$(Y_n-T_n)^2$	0.002146	0.000215	9.979858	8.62E-06

Обращаем внимание на тот факт, что в модели уровня потребления (10.35) нами получено значение автономного (не зависящего от объема располагаемого дохода) потребления, которое вызывает доверие. Таким образом, можем утверждать, что в период с 2000 по 2009 гг. при равном нулю располагаемом доходе совокупное годовое потребление в экономике Украины составило бы в среднем 85.866 млрд.грн. в ценах 2001 года (и осуществлялось бы либо за счет предыдущих сбережений макросистемы, либо за счёт внешних поступлений).

Квадратичная модель уровня сбережения имеет вид:

$$S_n= -49.301+0.8324*(Y_n-T_n) -1.4*10^{-3}*(Y_n-T_n)^2 \qquad (10.36)$$

Характеристики модели приведены в таблице 10.35: R^2=0.421, F-критерий не значимый ($F_{крит}$=4.737, F=2.547), P-Значения для всех параметров также высокие – от 0.485 до 0.699 и вызывают недоверие к параметрам модели.

Таблица 10.35

Эконометрические характеристики квадратичной функции сбережения (10.36) для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.648991
R-квадрат	0.42119
Нормированный R-квадрат	0.255815
Стандартная ошибка	10.9497
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	610.7224	305.3612	2.546885061	0.1475289
Остаток	7	839.2716	119.8959		
Итого	9	1449.994			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение	–49.3014	122.2904	–0.40315	0.698867039
Y_n-T_n	0.83222	1.129144	0.737036	0.485064884
$(Y_n-T_n)^2$	–0.00144	0.002547	–0.56371	0.590543049

Поэтапное исключение параметров не привело к улучшению качества модели.

Попробуем построить кубические модели. Для уровня потребления модель будет такой:

$$C_n= 293.583 -2.952*(Y_n-T_n)+0.016*(Y_n-T_n)^2 -2.1*10^{-5}*(Y_n-T_n)^3 \qquad (10.37)$$

Согласно таблице 10.36, для модели (10.37) R^2=0.926, F-критерий значимый, однако P-Значения для всех параметров близки к 0.8, что предусматривает необходимость исключения

из модели отдельных факторов. Но, как оказалось, такое исключение не привело к улучшению эконометрических характеристик модели.

Таблица 10.36

Эконометрические характеристики кубической функции потребления (10.37) для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.962438
R-квадрат	0.926287
Нормированный R-квадрат	0.88943
Стандартная ошибка	13.2633
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	13263.43	4421.142	25.13224391	0.0008516
Остаток	6	1055.491	175.9151		
Итого	9	14318.92			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
С-пересечение	293.5832	956.1569	0.307045	0.769186562
Y_n-T_n	–2.95192	13.38267	–0.22058	0.832735546
$(Y_n-T_n)^2$	0.01584	0.061332	0.258264	0.804833821
$(Y_n-T_n)^3$	–2.1E-05	9.22E-05	–0.22528	0.829238544

Также нами построена кубическая модель для уровня сбережения:

$$S_n= -219.075+3.225*(Y_n-T_n) -0.012*(Y_n-T_n)^2 +1.66*10^{-5}*(Y_n-T_n)^3 \quad (10.38)$$

Для этой модели R^2=0.425, F-критерий не значимый (Таблица 10.37) и P-Значения для всех регрессоров побуждают к исключению из модели отдельных параметров.

Таблица 10.37

Эконометрические характеристики кубической функции сбережения (10.38) для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.652003
R-квадрат	0.425109
Нормированный R-квадрат	0.137663
Стандартная ошибка	11.78692
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	3	616.4048	205.4683	1.478917648	0.3120515
Остаток	6	833.5891	138.9315		
Итого	9	1449.994			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение	–219.075	849.7242	–0.25782	0.805161355
Y_n-T_n	3.224872	11.893	0.271157	0.795357712
$(Y_n-T_n)^2$	–0.01245	0.054505	–0.22833	0.826971357
$(Y_n-T_n)^3$	1.66E-05	8.19E-05	0.20224	0.846411839

После исключения из модели (10.37) отдельных параметров, в частности, свободного члена и линейного фактора (Y_n-T_n), мы получили адекватную и значимую модель:

$$S_n=2.98*10^{-3}(Y_n-T_n)^2-7.5*10^{-6}*(Y_n-T_n)^3 \qquad (10.39)$$

Вывод об адекватности модели следует из рассчитанных в таблице 10.38 характеристик: R^2=0.980, F-критерий значимый, P-Значения меньше 0.005.

Таблица 10.38

Эконометрические характеристики кубической функции сбережения (10.39) без свободного и линейного членов для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.989714
R-квадрат	0.979535
Нормированный R-квадрат	0.851976
Стандартная ошибка	10.31783
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	40762.91	20381.45	191.4514	7.75E-07
Остаток	8	851.6607	106.4576		
Итого	10	41614.57			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение				
$(Y_n-T_n)^2$	0.00298	0.000482	6.185119	0.000264
$(Y_n-T_n)^3$	–7.5E-06	1.93E-06	–3.86549	0.004772

Попытки дальнейшего повышения степеней (построение регрессионных моделей, включающих степени выше третьей) как для функции потребления, так и для функции сбережения значимых результатов не приносят, во всяком случае, для периода 2000-2009 гг.

10.4.2. Нелинейная регрессия зависимости высших степеней уровня потребления и уровня сбережения от валового выпуска (ВВП)

Следующим шагом является выявление возможной аппроксимации функций потребления и сбережения высших степеней от уровня ВВП, без учета объемов собранных налогов.

В период с 2000 по 2009 гг. квадратичная функция уровня потребления имеет вид:

$$C_n=17.817+0.549*Y_n+5.9*10^{-4}*Y_n^2 \qquad (10.40)$$

Эконометрические характеристики модели, представленные в таблице 10.39, описывают её как адекватную (коэффициент детерминации составляет 0.954, F-критерий значимый), однако P-Значения для всех параметров слишком высокие – от 0.581 до 0.885 и указывают на недоверие к параметрам модели.

Таблица 10.39

Эконометрические характеристики квадратичной функции потребления (10.40) в зависимости от ВВП для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.976556
R-квадрат	0.953663
Нормированный R-квадрат	0.940423
Стандартная ошибка	9.735816
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	13655.41	6827.707	72.03278	2.1417E-05
Остаток	7	663.5027	94.78611		
Итого	9	14318.92			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
C-пересечение	17.81679	118.3598	0.150531	0.884592
Y_n	0.549168	0.94903	0.578662	0.58095
Y_n^2	0.000587	0.001859	0.315932	0.761266

В результате исключения из модели линейного члена мы получили функцию:

$$C_n=86.067+1.66*10^{-3}*Y_n^2 \qquad (10.41)$$

Адекватность модели подтверждается регрессионной статистикой, описанной в таблице 10.40: $R^2=0.951$, F-критерий значимый и P-Значения параметров меньше $1*10^{-4}$.

Таблица 10.40

Эконометрические характеристики квадратичной функции потребления (10.41) в зависимости от ВВП без линейного члена для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.975421
R-квадрат	0.951446
Нормированный R-квадрат	0.945377
Стандартная ошибка	9.322297
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	13623.67	13623.67	156.7647	1.55E-06
Остаток	8	695.2418	86.90523		
Итого	9	14318.92			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
C-пересечение	86.06704	9.480313	9.078502	1.74E-05
Y_n^2	0.00166	0.000133	12.52057	1.55E-06

Квадратичная функция сбережения за 2000-2009 гг. такова:

$$S_n = -82.113 + 1.007 * Y_n - 1.7 * 10^{-3} * Y_n^2 \qquad (10.42)$$

Модель неадекватна в соответствии с её характеристиками, представленными в таблице 10.41: R^2=0.379, F-критерий не значимый, P-Значения для всех параметров также высоки – от 0.393 до 0.570 и указывают на недоверие к параметрам модели.

Таблица 10.41

Эконометрические характеристики квадратичной функции сбережения (10.42) в зависимости от ВВП для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.615835
R-квадрат	0.379253
Нормированный R-квадрат	0.201897
Стандартная ошибка	11.33943
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	2	549.9149	274.9575	2.13837	0.18845193
Остаток	7	900.0791	128.5827		
Итого	9	1449.994			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
S-пересечение	-82.113	137.8552	-0.59565	0.57016
Y_n	1.006928	1.105348	0.910961	0.392605
Y_n^2	-0.00167	0.002165	-0.77014	0.466406

Поэтапное исключение параметров из модели (10.42) не привело к улучшению её качества. Повышение степеней (построение регрессионных моделей, которые содержат степени выше второй) как для функции потребления, так и для функции сбережения в зависимости от объёма ВВП текущего года, значимых результатов не приносит: максимальный коэффициент детерминации в кубической модели валовых сбережений составляет 0.41.

Итак, при моделировании уровня потребления и сбережения макросистемы возможно использование не только традиционных, в частности кейнсианских, моделей, но и нелинейных, которые во многих случаях по своим характеристикам являются более приемлемыми.

10.5. Прогнозирование уровня потребления и сбережения

10.5.1. Прогнозирование объёма прямых налогов, собранных в 2010 году

При прогнозировании уровня потребления и сбережения необходимо иметь прогнозное значение объёма располагаемого дохода. Для его вычисления мы воспользуемся трендовым значением ВВП на 2010 г., спрогнозированным ранее с помощью авторегрессионной модели (6.2): $\hat{Y}_p^{тренд}$ =280.016 млрд.грн. В то же время остаётся необходимость получения прогнозного значения объёма прямых налогов, собираемых в 2010 г. Предположим, что текущий объём собираемых прямых налогов является авторегрессионной линейной функцией вида AR(1), тогда она имеет вид:

$$T_n=6.84+0.798*T_{n-1} \qquad (10.43)$$

Эконометрические характеристики модели, приведенные в таблице 10.42, свидетельствуют о её адекватности, поскольку R^2=0.620, F-критерий значимый, в то же время P-Значение для T-пересечения равно 0.383, т.е. доверие к этому параметру под сомнением.

Таблица 10.42

Эконометрические характеристики авторегрессионной модели (10.43) объёма собираемых прямых налогов для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.787233
R-квадрат	0.619735
Нормированный R-квадрат	0.565412
Стандартная ошибка	4.786201
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	261.3367	261.3367	11.40824	0.01179714
Остаток	7	160.354	22.90772		
Итого	8	421.6907			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Т-пересечение	6.840029	7.343284	0.931467	0.382614
T_{n-1}	0.798074	0.236284	3.377608	0.011797

Исключение из модели (10.43) свободного члена позволило построить вполне адекватную и значимую авторегрессионную функцию:

$$T_n=1.013*T_{n-1} \qquad (10.44)$$

Адекватность и значимость модели подтверждается её характеристиками (см. таблицу 10.43), которые значительно улучшились по сравнению с предыдущей моделью: R^2=0.980, F-критерий значимый, P-Значение для объясняющей переменной равно $4.24*10^{-8}$.

Таблица 10.43

Эконометрические характеристики авторегрессионной модели (10.44) объёма собираемых прямых налогов без свободного члена для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.990046
R-квадрат	0.980192
Нормированный R-квадрат	0.855192
Стандартная ошибка	4.746439
Наблюдения	9

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	8918.562	8918.562	395.8758	2.03E-07
Остаток	8	180.2295	22.52869		
Итого	9	9098.791			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Т-пересечение				
T_{n-1}	1.012908	0.050909	19.89663	4.24E-08

Таким образом, объём прямых налогов, собранных в макросистеме Украины в текущем году, зависит от его предыдущего значения, превышает которое в среднем за исследуемый период на 1.29%.

Сопоставляя модель (10.44) с моделью (6.2), характеризующей авторегрессионный тренд для объема текущего реального ВВП, можем заметить, что объем ВВП растет в среднем чуть более высокими темпами, чем объем собираемых прямых налогов, что является обнадеживающим фактором в плане обеспечения перспектив экономического роста страны.

Поскольку институциональные механизмы системы налогообложения Украины предполагают зависимость объёма прямых налогов от валового выпуска, попробуем также построить модель такой зависимости:

$$T_n= -1.431+0.125*Y_n \qquad (10.45)$$

Эта модель является адекватной, так как для неё R^2=0.696, F-критерий значимый, но P-Значение для Т-пересечения равно 0.856 и не внушает доверия к данному коэффициенту регрессии (Таблица 10.44).

Таблица 10.44

Эконометрические характеристики модели (10.45) объёма собираемых прямых налогов в зависимости от уровня ВВП для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.834145
R-квадрат	0.695798
Нормированный R-квадрат	0.657773
Стандартная ошибка	4.035099
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	297.9341	297.9341	18.29835	0.002696053
Остаток	8	130.2562	16.28202		
Итого	9	428.1902			

	Коэффициенты	*Стандартная ошибка*	*t-статистика*	*P-Значение*
Т-пересечение	–1.43052	7.63766	–0.1873	0.85609
Y_{n1}	0.125325	0.029298	4.277657	0.002696

Функция объёма прямых налогов в зависимости от ВВП за указанный период после исключения из неё свободного члена имеет вид:

$$T_n=0.12*Y_n \qquad (10.46)$$

Модель адекватна и значима, для неё R^2=0.980, F-критерий значимый, P-Значение для ВВП равно $9.11*10^{-10}$ (Таблица 10.45).

Таблица 10.45

Эконометрические характеристики модели (10.46) объёма собираемых прямых налогов в зависимости от уровня ВВП без свободного члена для экономики Украины 2000-2009 гг.

Регрессионная статистика	
Множественный R	0.993373
R-квадрат	0.986789
Нормированный R-квадрат	0.875678
Стандартная ошибка	3.81266
Наблюдения	10

Дисперсионный анализ

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Значимость F*
Регрессия	1	9772.423	9772.423	672.2738	5.25E-09
Остаток	9	130.8274	14.53637		
Итого	10	9903.251			

Т-пересечение				
Y_n	0.119915	0.004625	25.92824	9.11E-10

Функция позволяет утверждать, что в Украине за исследуемый период средняя ставка прямых налогов составляет 12% от объёма ВВП. Объясняющие характеристики модели (10.46) выглядят более преимущественно в сравнении с моделью (10.44), впрочем, для прогнозирования объёма прямых налогов мы намерены использовать обе эти модели.

Трендовое значение объёма прямых налогов, собираемых в макросистеме Украины в 2010 г., исходя из авторегрессионной модели (10.44), равно $\hat{T}_p^{тренд}$=35.242 млрд.грн. в ценах 2001 г. При этом предельная ошибка прогноза, рассчитанная по формуле (6.13), $\Delta\hat{T}_p$=11.834 млрд.грн. Таким образом, прогнозируемое значение в 2010 г. находится в интервале:

$$23.408 \text{ млрд.грн.} \le \hat{T}_p \le 47.076 \text{ млрд.грн.}$$

По данным Государственного комитета статистики Украины фактическое значение объёма прямых налогов в 2010 г. составило 35.507 млрд.грн. в ценах 2001 г. [1]. Оно попадает в доверительный интервал прогноза, при этом относительная ошибка прогноза для трендового значения составляет 5.2%.

Поправочное прогнозное отклонение с учётом значений четырёх последних лет, найденное с использованием формулы (6.16), $\Delta\hat{T}_p^{попр}$= –1.498 млрд.грн. Поскольку $\Delta\hat{T}_p^{попр} < \Delta\hat{T}_p$, значит, прогнозное значение с поправкой на это отклонение ($\hat{T}_p^{попр}$=33.744 млрд.грн.) находится в пределах доверительного интервала прогноза и очень близко к фактическому значению объёма собранных прямых налогов в 2010 году, относительная ошибка прогноза составляет 0.7%.

Если для прогнозирования использовать функцию зависимости объёма собранных прямых налогов от ВВП (10.46), то в 2010 г. $\hat{T}_p^{тренд}$=31.257 млрд.грн. в ценах 2001 г. Предельная ошибка прогноза для него $\Delta\hat{T}_p$=9.221 млрд.грн., соответственно доверительный интервал имеет вид:

$$22.036 \text{ млрд.грн.} \le \hat{T}_p \le 40.479 \text{ млрд.грн.}$$

Как видим, по сравнению с моделью (10.44), интервал несколько сужен, но тем не менее фактическое значение объёма прямых налогов в 2010 г. также попадает в него. Относительная ошибка прогноза для трендового значения составляет –6.7%.

Поправочное прогнозное отклонение $\Delta\hat{T}_p^{попр}$= 2.102 млрд.грн., прогнозное значение с поправкой на это отклонение $\hat{T}_p^{попр}$=33.360 млрд.грн. также находится в пределах доверительного интервала, относительная ошибка прогноза составляет всего –0.4%.

Значения прогнозов с поправками на отклонения, полученные с использованием моделей (10.44) и (10.46), очень близки и именно для них относительная ошибка прогноза минимальна. Поэтому мы намерены для дальнейших расчётов использовать одно из них, а именно – прогнозное значение с поправкой на отклонение, полученное при использовании модели (10.46), – 33.360 млрд.грн.

Тот факт, что относительные ошибки прогноза ниже для значений с поправками по сравнению с найденными для трендовых значений, говорит, по нашему мнению, о том, что в прогнозируемом периоде происходит (в нашем примере – продолжается) излом тренда, т.е. все еще действуют факторы, обеспечивающие продолжение кризисной динамики.

10.5.2. Прогноз уровня потребления и уровня сбережения на 2010 год с использованием линейных функций зависимости от располагаемого дохода

Прежде всего используем для прогнозирования уровня потребления и сбережения модели, отражающие зависимость этих показателей от уровня располагаемого дохода, а именно: модель (10.5) C_n=0.881*(Y_n-T_n) и модель (10.6) S_n=0.278*(Y_n-T_n).

Трендовое значение уровня потребления согласно модели (10.5) на 2010 г. $\hat{C}_p^{тренд}$ =217.3 млрд.грн. (как и все остальные показатели, оно вычислено в ценах 2001 г.). Предельная ошибка прогноза для него составила $\Delta\hat{C}_p$=28.417 млрд.грн. Таким образом, доверительный интервал уровня потребления в 2010 г.:

$$188.883 \text{ млрд.грн.} \le \hat{C}_p \le 245.716 \text{ млрд.грн.}$$

Фактическое значение уровня конечного потребления в 2010 г. по официальным данным составило 236.446 млрд.грн. [1] и находится в доверительном интервале. Относительная ошибка прогноза для трендового значения составляет –8.1%.

Поправочное прогнозное отклонение составило $\Delta\hat{C}_p^{попр}$= 10.067 млрд.грн., исходя из этого прогнозное значение с поправкой на это отклонение равно $\hat{C}_p^{попр}$=227.366 млрд.грн. и также находится в пределах доверительного интервала, относительная ошибка прогноза для поправочного значения составляет –3.8%.

Уровень сбережения на 2010 г., полученный с использованием модели (10.6), составил $\hat{S}_p^{тренд}$=68.528 млрд.грн. Для него предельная ошибка прогноза равна $\Delta\hat{S}_p$=25.419 млрд.грн, соответственно, доверительный интервал прогноза имеет вид:

$$43.108 \text{ млрд.грн.} \le \hat{S}_p \le 93.947 \text{ млрд.грн.}$$

Реальный объём совокупного сбережения на 2010 г. составляет 45.564 млрд.грн. по данным Государственного комитета статистики Украины [1]. Это значение находится чуть выше нижней границы доверительного интервала, при этом относительная ошибка прогноза для трендового значения равна 50.2%.

Для модели (10.6) поправочное прогнозное отклонение равно $\Delta\hat{S}_p^{попр}$= –12.681 млрд.грн., исходя из этого, прогнозное значение с поправкой на это отклонение составляет $\hat{S}_p^{попр}$=55.846 млрд.грн. Оно находится в пределах доверительного интервала, и относительная ошибка прогноза для него составила 22.6%.

10.5.2. Прогноз уровня потребления и уровня сбережения на 2010 год с использованием линейных функций зависимости от объёма ВВП

Адекватные и значимые модели, отражающие зависимость уровня потребления и сбережения от объема ВВП текущего года, также использовались нами при прогнозировании соответствующих показателей.

Так, модель (10.17) C_n=0.776*Y_n позволила определить трендовое значение уровня конечного потребления на 2010 г. в ценах 2001 г.: $\hat{C}_p^{тренд}$=217.25 млрд.грн. При этом предельная ошибка прогноза составляет $\Delta\hat{C}_p$=22.745 млрд.грн. Итак, прогнозируемое значение уровня потребления 2010 г. находится в интервале:

$$194.507 \text{ млрд.грн.} \le \hat{C}_p \le 239.993 \text{ млрд.грн.}$$

Фактическое значение объёма потребления 2010 г. входит в доверительный интервал, но приближается к его верхней границе. Для трендового значения относительная ошибка прогноза составляет –8.1%.

Поправочное же прогнозное отклонение уровня потребления равно $\Delta\hat{C}_{р}^{попр}$= 10.134 млрд.грн. Прогнозное значение показателя с поправкой на это отклонение составляет $\hat{C}_{р}^{попр}$ =227.384 млрд.грн. и входит в доверительный интервал. При этом относительная ошибка прогноза с учётом имеющегося фактического значения составляет, как и для модели (10.5), –3.8%.

Трендовое значение объёма совокупного сбережения на 2010 г., полученное с использованием модели (10.18) S_n=0.244*Y_n, составило в ценах 2001 г. $\hat{S}_{р}^{тренд}$=68.352 млрд.грн. Для этой модели предельная ошибка прогноза составила $\Delta\hat{S}_{р}$=27.258 млрд.грн. Следовательно, прогнозируемое значение уровня сбережения в 2010 г. с вероятностью 95% находится в интервале:

$$41.093 \text{ млрд.грн.} \le \hat{S}_{р} \le 95.609 \text{ млрд.грн.}$$

Реальное значение показателя попадает в доверительный интервал прогноза. При этом относительная ошибка прогноза для трендового значения составляет 50%.
Поправочное прогнозное отклонение уровня сбережения с учётом значений четырёх последних лет составило $\Delta\hat{S}_{р}^{попр}$= –12.148 млрд.грн. Так как по модулю оно меньше предельной ошибки прогноза, то прогнозное значение с поправкой на это отклонение $\hat{S}_{р}^{попр}$ =56.204 млрд.грн. войдёт в доверительный интервал. Относительная ошибка прогноза для него равна 23.3%.

10.5.3. Прогнозирование уровня потребления и уровня сбережения на 2010 год с использованием линейных авторегрессионных моделей

Авторегрессионная модель уровня потребления первого порядка (10.24) имеет вид: C_n=1.043*C_{n-1}. Для этой модели трендовое значение на 2010 г. равно $\hat{C}_{р}^{тренд}$=240.401 млрд.грн., соответственно, предельная ошибка прогноза – $\Delta\hat{C}_{р}$=38.691 млрд.грн. Итак, прогнозируемое значение на 2010 г. объёма конечного потребления, попадёт в интервал:

$$201.71 \text{ млрд.грн.} \le \hat{C}_{р} \le 270.092 \text{ млрд.грн.}$$

Фактический уровень потребления 2010 г. снова находится в доверительном интервале, причём в его середине, соответственно, наиболее близко к трендовому значению. При этом относительная ошибка прогноза составила 1.7%.

Поправочное прогнозное отклонение уровня потребления составило $\Delta\hat{C}_{р}^{попр}$= –11.669 млрд.грн., и оно по модулю меньше значения предельной ошибки прогноза. В этом случае прогнозное значение показателя с поправкой на отклонение $\hat{C}_{р}^{попр}$=228.732 млрд.грн. входит в доверительный интервал, и относительная ошибка прогноза для него составляет –3.3%.

Модель (10.26), учитывающая зависимость уровня сбережения текущего года от своего предыдущего значения, имеет вид: S_n=0.982*S_{n-1}. Полученное при её помощи трендовое значение в ценах 2001 г. равно $\hat{S}_{р}^{тренд}$=44.421, а предельная ошибка прогноза составила $\Delta\hat{S}_{р}$=31.197 млрд.грн. Довольно широкий доверительный интервал прогноза на 2010 г. для этой модели:

$$13.223 \text{ млрд.грн.} \le \hat{S}_p \le 75.618 \text{ млрд.грн.}$$

Широта интервала, по нашему мнению, обусловлена значительной дисперсией показателя.

Фактическое значение объёма совокупного сбережения 2010 г. попадает в доверительный интервал прогноза. При этом относительная ошибка прогноза для трендового значения составляет всего –2.5%. Это позволяет утверждать, что именно авторегрессионная модель является наиболее приемлемой для прогнозирования уровня сбережения, во всяком случае в период, включающий кризисные годы.

Поправочное прогнозное отклонение составило $\Delta\hat{S}_p^{попр}$= –8.792 млрд.грн. Соответственно, прогнозное значение с поправкой $\hat{S}_p^{попр}$=35.639 млрд.грн. войдёт в доверительный интервал и относительная ошибка прогноза для него составит –21.8%.

По нашему мнению, именно авторегрессионные модели наиболее адекватно описывают тренды уровня потребления и уровня сбережения, так как в остальных моделях отклонение реального значения показателя от трендового более значительно.

10.5.4. Прогнозирование уровня потребления и уровня сбережения на 2010 год с использованием нелинейных моделей первого порядка

Перед прогнозированием экономических показателей с помощью нелинейных линеаризуемых моделей, необходимо провести проверку несмещённости их оценок и отсутствия гетероскедастичности.

Для степенной модели (10.28) $C_n = (Y_n - T_n)^{0.976}$, отражающей зависимость уровня потребления от располагаемого дохода, коэффициент корреляции между значениями динамических рядов независимой переменной и остатков регрессии составляет 0.277, мы можем утверждать о несмещённости оценок регрессии.

Для проверки на гетероскедастичность в связи с небольшим количеством наблюдений мы воспользовались тестом Глейзера. С вероятностью 95% получили значения t_0=0.894, t_1= –0.787, которые по модулю меньше $t_{кр}$=2.306 при n-m-1 степенях свободы, т.е. гетероскедастичность для проверяемой модели отсутствует.

После проверки предпосылок к использованию метода наименьших квадратов, перейдём непосредственно к процессу прогнозирования C_n с использованием модели (10.28). Рассчитанное для 2010 г. трендовое значение показателя, полученное вследствие потенцирования линейного значения, составляет $\hat{C}_p^{тренд}$=215.644 млрд.грн. Предельную ошибку прогноза и поправочное прогнозное отклонение находим, пользуясь оценками линеаризованной функции: $\Delta\hat{C}_p$=0.139. Интервал прогноза и поправочное прогнозное отклонение находим, потенцируя найденные значения. Доверительный интервал составляет:

$$187.702 \text{ млрд.грн.} \le \hat{C}_p \le 247.746 \text{ млрд.грн.}$$

Фактический уровень потребления 2010 г. попадает в доверительный интервал, относительная ошибка прогноза для трендового значения составляет –8.8%.

Поправочное прогнозное отклонение равно $\Delta\hat{C}_p^{попр}$= 5.355 и по модулю, естественно, меньше предельной ошибки прогноза, поэтому прогнозное значение с поправкой на отклонение $\hat{C}_p^{попр}$=211.667 млрд.грн. также входит в доверительный интервал. Относительная ошибка прогноза этого значения равна –10.5%.

Логарифмическую модель уровня потребления (10.29) C_n=202.808*ln(Y_n-T_n) – 897.586, как и предыдущую, проверим на несмещённость оценок: коэффициент корреляции $1.18*10^{-15}$

это подтверждает. Если же применить тест Глейзера, имеем t_0=0.279 и t_1=–0.171, значения которых свидетельствуют об отсутствии гетероскедастичности модели.

Снова пользуясь данными линеаризованной функции, получаем трендовое значение объёма конечного потребления на 2010 г. $\hat{C}_p^{тренд}$=219.481 млрд.грн., предельная ошибка прогноза при этом составляет $\Delta\hat{C}_p$=32.498 млрд.грн. Доверительный интервал прогноза:

$$186.983 \text{ млрд.грн.} \le \hat{C}_p \le 251.979 \text{ млрд.грн.}$$

Значение уровня потребления 2010 г., полученного по данным статистики, также попадает в доверительный интервал, относительная ошибка прогноза для трендового значения равна –7.2%.

Поправочное прогнозное отклонение для модели (10.29) $\Delta\hat{C}_p^{попр}$=10.74 млрд.грн., следовательно, прогнозное значение показателя с поправкой на отклонение $\hat{C}_p^{попр}$=230.221 млрд.грн. входит в доверительный интервал, относительная ошибка прогноза для него составила –2.6%.

Аналогичным образом произведём проверку и нелинейных моделей для уровня сбережения. Прежде всего – степенной модели (10.31) $S_n=(Y_n-T_n)^{0.734}$. Для неё коэффициент корреляции значений располагаемого дохода с остатками регрессии составил –0.061, таким образом, можно говорить о несмещённости оценок. Согласно проведённому тесту Глейзера t_0=0.686, t_1=–0.592, что свидетельствует о гомоскедастичности модели.

Далее мы определили трендовое значение уровня сбережения путём потенцирования данных линеаризованной модели $\hat{S}_p^{тренд}$=67.187 млрд.грн. в ценах 2001 г., при этом предельная ошибка прогноза составила $\Delta\hat{S}_p$=0.386. Соответственно, прогнозные значения на 2010 г. находятся в доверительном интервале:

$$45.654 \text{ млрд.грн.} \le \hat{S}_p \le 98.876 \text{ млрд.грн.}$$

Как мы видим, реально наблюдаемое значение объёма совокупного сбережения 2010 года, равное 45.564 млрд.грн. в ценах 2001 г., находится вне доверительного интервала. Относительная ошибка прогноза для трендового значения равна 47.5%.

Поправочное прогнозное отклонение для данной модели $\Delta\hat{S}_p^{попр}$=–0.908, прогнозное значение с поправкой $\hat{S}_p^{попр}$=27.107 млрд.грн. и также не входит в доверительный интервал. Относительная ошибка прогноза для значения с поправкой составила 40.5%.

Таким образом, несмотря на высокие объясняющие характеристики, данная модель не подтвердила своей пригодности при прогнозировании значения показателя на 2010 г.

Проверяя на несмещённость остатков логарифмическую модель уровня потребления (10.33) $S_n=11.756*\ln(Y_n-T_n)$, на этот раз мы получили коэффициент корреляции 0.519. Это означает, что оценки смещены относительно значимого регрессора. В то же время тест Глейзера позволил получить такие критерии: t_0= –0.284, t_1=0.404, т.е. гетероскедастичность модели отсутствует.

При прогнозировании уровня потребления на 2010 г. его трендовое значение составило $\hat{S}_p^{тренд}$=64.754 млрд.грн., а предельная ошибка прогноза $\Delta\hat{S}_p$=27.636 млрд.грн., таким образом, доверительный интервал прогноза на 2010 г. имеет вид:

$$37.118 \text{ млрд.грн.} \le \hat{S}_p \le 92.39 \text{ млрд.грн.}$$

Относительная ошибка прогноза для трендового значения равна 42.1%.

Поправочное прогнозное отклонение для модели (10.33) составило $\Delta\hat{S}_p^{попр}$= –11.068 млрд.грн., соответственно, прогнозное значение с поправкой $\hat{S}_p^{попр}$=53.686 млрд.грн. Оно входит в доверительный интервал, а относительная ошибка прогноза для него равна 17.8%.

Снова подтверждается сделанный в Главах 7 и 8 вывод о том, что наиболее высокое качество прогноза обеспечивают модели, более качественные по своим эконометрическим характеристикам.

10.5.5. Прогнозирование уровня потребления и уровня сбережения на 2010 год с использованием нелинейных факторных моделей высших степеней

Модели высших степеней также были проверены нами на несмещенность оценок и гомоскедастичность. Так, для квадратичной модели уровня потребления (10.35) в зависимости от располагаемого дохода C_n=85.865+0.002*$(Y_n-T_n)^2$, коэффициент корреляции между объясняющей переменной и остатками регрессии равен –4.24*10^{-16}, т.е. оценки параметров регрессии не смещены. Тест Глейзера показал, что t_0=0.836, а t_1= –0.071, таким образом можно утверждать о гомоскедастичности модели.

Рассчитав прогнозное трендовое значение, мы получили $\hat{C}_p^{тренд}$=216.456 млрд.грн. Предельная ошибка прогноза для модели (10.35) составляет $\Delta\hat{C}_p$=28.171 млрд.грн. Итак, доверительный интервал прогноза на 2010 г. в ценах 2001 года имеет вид:

$$188.284 \text{ млрд.грн.} \le \hat{C}_p \le 244.627 \text{ млрд.грн.}$$

Фактическое значение совокупного конечного потребления в 2010 г. находится в доверительном интервале, построенном по этой модели. Относительная ошибка прогноза для трендового значения составила –8.5%.

Поправочное прогнозное отклонение $\Delta\hat{C}_p^{попр}$=42.286 млрд.грн., а прогнозное значение уровня потребления с поправкой на отклонение равно $\hat{C}_p^{попр}$=258.742 млрд.грн. (оно находится за пределами доверительного интервала), относительная ошибка прогноза для него равна 9.4%.

Несмещённость оценок параметров регрессии кубической модели совокупного сбережения (10.39) в зависимости от располагаемого дохода S_n=2.98*$10^{-3}(Y_n-T_n)^2$–7.5*10^{-6}*$(Y_n-T_n)^3$ подтверждается найденными коэффициентами корреляции остатков с динамическими рядами $(Y_n-T_n)^2$ и $(Y_n-T_n)^3$, которые соответственно равны –0.024 и –0.017. Тест Глейзера выявил, что для $(Y_n-T_n)^2$ значение t_0=0.768, t_1=0.034, а для $(Y_n-T_n)^3$ значение t_0=0.666, а t_1=0.430. Все рассчитанные значения критериев Стьюдента меньше $t_{кр}$, т.е. гетероскедастичность модели отсутствует.

Трендовое значение уровня сбережения в 2010 г. равно $\hat{S}_p^{тренд}$=69.466 млрд.грн. Предельную ошибка прогноза для него мы вычисляли с использованием формулы (6.14) и она составила $\Delta\hat{S}_p$=26.508 млрд.грн. При этом доверительный интервал прогноза:

$$42.958 \text{ млрд.грн.} \le \hat{S}_p \le 95.974 \text{ млрд.грн.}$$

Относительная ошибка прогноза для трендового значения составила 52.5%.

Поправочное прогнозное отклонение для этой модели составляет $\Delta\hat{S}_p^{попр}$= –5.927 млрд.грн. Следовательно, прогнозное значение показателя с поправкой на отклонение $\hat{S}_p^{попр}$ =63.539 млрд.грн. находится в доверительном интервале, а относительная ошибка прогноза составила 39.4%.

Коэффициент корреляции между динамическими рядами объясняющей переменной и остатков регрессии для квадратичной модели уровня потребления (10.41) в зависимости от ВВП $C_n=86.067+1.66*10^{-3}*Y_n^2$ равен $1.37*10^{-14}$, это подтверждает факт несмещённости оценок параметров. Проверка модели на гомоскедастичность с использованием теста Глейзера также прошла успешно: $t_0=0.351$, а $t_1=0.316$.

Прогнозное трендовое значение конечного потребления на 2010 г. составляет $\hat{C}_p^{тренд}$ =216.226 млрд.грн. в ценах 2001 г., при этом предельная ошибка прогноза равна $\Delta\hat{C}_p$ =22.772 млрд.грн. Исходя из этого, доверительный интервал прогноза:

$$193.454 \text{ млрд.грн.} \le \hat{C}_p \le 238.998 \text{ млрд.грн.}$$

Реальное значение уровня потребления, полученное из официальных данных, находится чуть ниже верхней границы доверительного интервала. Относительная ошибка прогноза для трендового значения модели составила –8.5%.

Поправочное прогнозное отклонение с учётом данных последних четырёх лет равно $\Delta\hat{C}_p^{попр}$ =7.272 млрд.грн., при этом прогнозное значение уровня потребления с поправкой на отклонение $\hat{C}_p^{попр}$=223.498 млрд.грн. находится в доверительном интервале. Относительная ошибка прогноза для этого значения составила –5.5%.

Выводы

1. В результате исследования экономики Украины докризисного периода (2000-2007 гг.) нами построены функции:
   - потребления: $C_n=0.860*(Y_n-T_n)$, в этой модели $R^2=0.998$. Дополнительная единица располагаемого дохода в большей мере направляется на дополнительное потребление.
   - сбережения: $S_n=0.298*(Y_n-T_n)$, для модели $R^2=0.992$. Дополнительная единица располагаемого дохода увеличит сбережения на 0.298 единиц.

   Объёмы автономных потребления и сбережения за исследуемый период быстро изменяются и гибко приспосабливаются к увеличению или снижению текущего ВВП макросистемы, поэтому свободный член в соответствующих формулах отсутствует.

В макросистеме Украины докризисного периода MPC+MPS=1.158, то есть приращение потребления и сбережения вместе взятых превышают прирост располагаемого дохода страны на 15.8%. Следовательно, в Украине распределяется больший объём ресурсов, нежели производится, и страна постепенно опускается в «долговую яму». Таким образом, нужно обратить внимание на необходимость уменьшения внешних заимствований, которые могут в будущем привести к тяжёлым последствиям для экономики страны.

2. Для статистического ряда в период с 2000 по 2009 год мы получили адекватные и значимые факторные линейные модели:
   - потребления: $C_n=0.881*(Y_n-T_n)$, в этой модели $R^2=0.997$. Дополнительная единица располагаемого дохода увеличит потребление на 0.881 единиц;

   Фактическое значение уровня потребления на 2010 г. находится в доверительном интервале прогноза, построенного для этой модели, так же, как и прогнозные значения. Относительная ошибка прогноза для трендового значения составила –8.1%, для прогнозного значения с поправкой –3.8%;
   - сбережения: $S_n=0.278*(Y_n-T_n)$, для модели $R^2=0.977$. Дополнительная единица располагаемого дохода увеличит сбережения на 0.278 единиц.

Реальное значения уровня валового сбережения в 2010 г. находится в доверительном интервале, но практически на его нижней границе. Относительная ошибка прогноза для трендового значения значительна и составляет 50.2%, для прогнозного значения с поправкой 22.6%;

В период, охватывающий кризисные годы, MPC равна 0.881, а MPS=0.278, т.е. происходит возрастание предельной склонности к потреблению в период экономической нестабильности, как это и вытекает из теоретических соображений.

MPC+MPS=1.159, что свидетельствует о продолжении тенденции чрезмерного использования внешних заимствований.

3. Сокращение исследуемого временного интервала до периода 2003-2009 гг. позволило построить модели:
   - конечного потребления: $C_n=0.884*(Y_n-T_n)$, в этой модели $R^2=0.997$;
   - совокупного сбережения: $S_n=0.273*(Y_n-T_n)$, для модели $R^2=0.972$.

Сужение интервала повысило объясняющую способность моделей по сравнению с периодом 2000-2009 гг.

4. При построении линейных моделей конечного потребления и совокупных сбережений в зависимости от уровня ВВП текущего года (без учёта объёма собранных прямых налогов), в период с 2000 по 2009 гг. мы получили адекватные модели:
   - потребления: $C_n=0.776*Y_{n,}$, для неё $R^2=0.998$.

Реальное значение объёма конечного потребления в 2010 г. находится внутри доверительного интервала, но практически на его верхней границе. Относительная ошибка прогноза для трендового значения составила –8.1%, для прогнозного значения с поправкой –3.8%;

   - сбережения: $S_n=0.244*Y_n$, для этой модели $R^2=0.973$.

Фактическое значение уровня совокупного сбережения попадает в доверительный интервал. Относительная ошибка прогноза значительна и составляет 50% для трендового значения и 23.3% для прогнозного значения с поправкой.

Если же данные 2008-2009 гг. не учитывать, то для периода 2000-2007 гг. адекватными будут модели как потребления, так и сбережения:

   - конечное потребление: $C_n=0.760*Y_n$, в этой модели $R^2=0.999$;
   - совокупные сбережения: $S_n=0.263*Y_n$, для модели $R^2=0.990$.

Построение линейной зависимости объёмов сбережений не от (Y_n-T_n), а только от Y_n, часто ухудшает качество исследуемых моделей, во всяком случае, это однозначно имеет место для объёма совокупного сбережения.

5. В период с 2000 по 2009 год наблюдается наличие авторегрессии первого порядка для:
   - уровня потребления: $C_n=1.043*C_{n-1}$, для этой модели $R^2=0.995$. Уровень потребления текущего года зависит от уровня потребления предыдущего года и превышает его в целом на 4.3%.

Фактическое значение уровня потребления находится в середине доверительного интервала и относительная ошибка прогноза для трендового значения составляет 1.7%. Относительная ошибка прогноза с поправкой –3.3%;

   - уровня сбережения: $S_n=0.982*S_{n-1}$, в этой модели $R^2=0.967$. Уровень сбережения в текущем году объясняется значением объема сбережения предшествующего года и ежегодно уменьшается в среднем на 1.8%.

Для этой модели реальное значение также наиболее близко к трендовому, попадает в доверительный интервал, при этом относительная ошибка прогноза для трендового значения –2.5%, для поправочного значения она составила –21.8%.

6. Исходя из того, что кризисные годы демонстрируют принципиально другую экономическую динамику, нежели весь предыдущий период 2000-2007 гг., мы построили

адекватные и значимые по всем параметрам нелинейные аппроксимации первого порядка для периода 2000-2009 гг. как для уровня потребления, так и для уровня сбережения:

- степенную функцию для уровня потребления: $C_n = (Y_n - T_n)^{0.976}$, для которой $R^2=1.000$.

Фактическое значение объёма потребления 2010 г. попадает в доверительный интервал. При этом относительная ошибка прогноза для трендового значения равна –8.8%, для поправочного значения она составила –10.5%;

- логарифмическую функцию для совокупного потребления: $C_n=202.808*\ln(Y_n-T_n)-897.586$, для неё $R^2=0.902$.

Реальное значение показателя также входит в доверительный интервал. Относительная ошибка прогноза для трендового значения составляет –7.2%, для поправочного значения –2.6%;

- степенную функцию для уровня сбережения: $S_n=(Y_n-T_n)^{0.764}$, для которой $R^2=0.999$.

При этом фактическое значение совокупного сбережения 2010 г. находится ниже минимальной границы доверительного интервала прогноза. Относительная ошибка прогноза для трендового значения – 47.5%, для поправочного значения – 40.5%. Стоит заметить, что поправочное значение также не входит в доверительный интервал трендового прогноза;

- логарифмическую функцию для объема валовых сбережений: $S_n=11.756*\ln(Y_n-T_n)$, для неё $R^2=0.972$.

Реальное значение уровня сбережений находится в доверительном интервале этой модели. Относительная ошибка прогноза для трендового значения равна 42.1%, для поправочного значения – 17.8%.

7. С целью повышения надёжности нелинейных моделей также выполнена аппроксимация высших степеней, которая привела к построению функций:
   - квадратичной для конечного потребления: $C_n=85.865+0.002*(Y_n-T_n)^2$, для которой $R^2=0.926$.

   Реальное значение уровня потребления находится в доверительном интервале прогноза. Относительная ошибка прогноза для трендового значения составляет –8.5%, а для прогнозного значения с поправкой она равна 9.4%;

   - кубической для совокупного сбережения: $S_n=2.98*10^{-3}*(Y_n-T_n)^2-7.5*10^{-6}*(Y_n-T_n)^3$, для неё $R^2=0.980$.

   Фактическое значение показателя входит в доверительный интервал прогноза этой модели. Относительная ошибка прогноза для трендового значения уровня сбережения равна 52.5%, для прогнозного значения с поправкой – 39.4%

8. Попытка построить модели с помощью нелинейных функций высших степеней зависимости уровня и сбережения только от ВВП (не учитывая собранных налогов) за период 2000-2009 гг., привела к получению лишь адекватной квадратичной функции потребления: $C_n=86.067+1.66*10^{-3}*Y_n^2$, для этой функции $R^2=0.951$.

   Реальное значение уровня потребления 2010 г. входит в доверительный интервал прогноза. Относительная ошибка прогноза для трендового значения равна –8.5%, а для прогнозного значения с поправкой она составила –5.5%.

9. С целью прогнозирования уровня потребления и сбережения нами построены адекватные и значимые модели объёма прямых налогов:
   - авторегрессионная модель первого порядка: $T_n=1.013*T_{n-1}$. Для этой модели $R^2=0.980$. Объём прямых налогов, собранных в макросистеме Украины в текущем году, зависит от его значения предыдущего года и превышает его в среднем за исследуемый период на 1.29%.

   Фактическое значение попадает в доверительный интервал прогноза. Относительная ошибка прогноза для трендового значения составляет 5.2%, для поправочного значения – 0.7%.

- модель зависимости объёма прямых налогов от уровня ВВП $T_n=0.12*Y_n$. Для неё $R^2=0.980$. Модель позволяет утверждать, что в Украине за исследуемый период совокупная ставка прямых налогов составляет 12% от объёма ВВП.

Реальное значение находится в пределах доверительного интервала прогноза. Относительная ошибка прогноза для трендового равна –6.7%, для прогнозного значения с поправкой она составляет всего –0.4%. Для прогнозирования уровня потребления и сбережения нами использовано именно прогнозное значение с поправкой, рассчитанное по этой модели.

Таким образом, в период кризиса для регрессионного факторного моделирования объемов потребления и сбережения удается построить адекватные и значимые аппроксимации, в том числе нелинейные. Объясняющая способность и качество этих моделей иногда оказываются выше, чем для соответствующих линейных приближений.

При прогнозировании уровня потребления с использованием поправки относительные ошибки прогноза практически для всех моделей ниже, чем для трендовых значений. Это свидетельствует, по нашему мнению, о том, что в прогнозированном периоде происходит (в нашем примере – продолжается) излом тренда, т.е. в экономике продолжают действовать факторы, обуславливающие кризисную динамику.

Продолжение динамики тренда наблюдается лишь для авторегрессионных моделей потребления и сбережения. В то же время, для уровня совокупного сбережения излом тренда настолько значителен, что все трендовые значения (за исключением полученного с использованием авторегрессионной функции) значительно отличаются от реального, а прогнозные значения с поправкой лишь несколько приближаются к нему.

Литература к Главе 10

1. Сведённые национальные счета [Электронный ресурс] / Государственный комитет статистики Украины. – Режим доступа:
http://www.ukrstat.gov.ua/operativ/operativ2005/vvp/znr/znr_u.htm
2. Реальный сектор [Электронный ресурс] / Национальный банк Украины – Режим доступа: http://bank.gov.ua/Statist/Macro/GDP_u.xls
3. Реальный сектор. Архив [Электронный ресурс] / Национальный банк Украины – Режим доступа: http://bank.gov.ua/Statist/Macro/Arx_u.zip

Научное издание

Н.П. Горидько, Р.М. Нижегородцев

СОВРЕМЕННЫЙ ЭКОНОМИЧЕСКИЙ РОСТ:
ТЕОРИЯ И РЕГРЕССИОННЫЙ АНАЛИЗ

Подписано в печать 11.11.2011 г.
Формат 60x90 1/16. Ризография. Усл. п л 21,4
Тираж 200 экз. Заказ № 48-3928

Издательство «НОК». 346430. Новочеркасск, ул. Дворцовая, I.

Отпечатано в ИД «Политехник»

346428, г. Новочеркасск, ул. Просвещения. 132

Горидько Нина Павловна — старший преподаватель кафедры высшей математики и информационных технологий Черкасского института банковского дела Университета банковского дела Национального банка Украины. Специалист в области экономической статистики, эконометрики, информационных технологий в экономике и управлении бизнесом.

Нижегородцев Роберт Михайлович — доктор экономических наук, заведующий лабораторией экономической динамики и управления инновациями Института проблем управления РАН, профессор Финансового университета при Правительстве РФ. Руководитель исследований по проблемам информационной экономики (экономики НИОКР и инноваций); моделирования и прогнозирования экономической динамики; макроэкономики и экономической политики; региональной экономики; институциональной экономики. Автор более 500 научных публикаций, в том числе 12 монографий, более 70 статей в ведущих научных журналах.

Goridko Nina P. — senior lecturer in the department of higher mathematics and information technologies in Cherkassy Institute of Banking of Ukraine National Bank's University of Banking. Majors in economic statistics, econometrics, information technologies in management and decision making.

Nizhegorodtsev Robert M. — doctor of economics, laboratory chief in Institute for Control Studies RAS, professor in Russian Government's Financial University. Leader of numerous research projects devoted to problems of informational economics (economics of innovations and R&D); economic dynamics forecasting and modeling; macroeconomics and economic policy; regional economy; institutional economics. Author of more than 500 scientific publications, including 12 monographs and more than 70 papers in top-level scientific journals.

117997, г. Москва, ул. Профсоюзная, д. 65, ИПУ РАН, лаб. 67
e-mail: bell44@rambler.ru