

АНАЛИЗ ИНВЕСТИЦИОННОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ В ЭКОНОМИКЕ

РЕГИОНАЛЬНЫЕ ОСОБЕННОСТИ ПРОСТРАНСТВЕННО-ВРЕМЕННОЙ КОНЦЕНТРАЦИИ ИНВЕСТИЦИЙ

В.С. Левин, канд. экон. наук,
Оренбургский государственный аграрный университет

Инвестиционное пространство страны весьма неоднородно, что может характеризоваться неравномерностью распределения иностранных и отечественных инвестиций в региональном, отраслевом аспектах, а также по видам экономической деятельности. В динамике концентрация инвестиций также изменчива, что требует оценки этих изменений.

Несмотря на то, что в масштабах страны процесс концентрации инвестиций трудно поддается мерам управленческого воздействия, а в основном зависит от экономических интересов субъектов хозяйствования, в мировой практике для оценки степени монополизации рынка и его регулирования накоплен определенный опыт [1, с. 256-264], который предлагается переложить на российскую действительность. При этом будем считать, что распределение инвестиций в России с 1991 г. по регионам и отраслям экономики подвержено рыночным механизмам регулирования.

Как известно, в 2003-2004 гг. в статистическую практику был внедрен Общероссийский классификатор видов экономической деятельности (ОКВЭД). Его внедрение позво-

лило получить количественную оценку современной отраслевой структуры инвестиций в России, определить масштабы вновь появившихся на рынке видов экономической деятельности, участвовать в диалоге с международным экономическим сообществом на едином языке цифр и определений. В ОКВЭД заложен принцип распределения хозяйствующих субъектов по признаку добывающих, обрабатывающих и предоставляющих услуги. В качестве классификационных признаков в ОКВЭД используются признаки, характеризующие сферу деятельности, процесс (технологии) производства [2, с. 119].

Ранее нами была предпринята попытка построения системы показателей для оценки концентрации инвестиций и осуществлена апробация ее на ОКВЭД с учетом региональных особенностей распределения инвестиций в России [3]. Рассмотренная система показателей характеризует степень концентрации инвестиций в целом по РФ. Теперь представим, как выглядит инвестиционное пространство России в разрезе федеральных округов по обозначенным показателям без принадлежности к виду экономической деятельности (см. таблицу 1).

Таблица 1

Система показателей концентрации инвестиций по федеральным округам РФ в 2005 г.

Федеральный округ (количество регионов)	Индекс концентрации (G_k)	Индекс Херфиндаля-Хиршмана (HHI)	Дисперсия долей (σ^2)	Коэффициент вариации (V)	Индекс энтропии (E)	Индекс Джини (K_g)
Россия - всего (80)	100	550,2	1085	479	-100,2	0,61
Центральный (18)	27,1	211,8	1786	615	-38,3	0,66
Северо-Западный (10)	13,2	30,9	41	93	-8,1	0,45
Южный (13)	8,0	12,1	39	91	-1,0	0,59
Приволжский (14)	15,4	27,6	31	81	-6,1	0,43
Уральский (4)	20,2	246,9	13130	1666	-45,6	0,57
Сибирский (12)	9,0	10,8	37	89	-0,2	0,43
Дальневосточный (9)	7,1	10,0	36	88	-0,9	0,46

Источник: расчеты автора по данным [4].

В таблице 1 в скобках указано количество регионов, вошедших в расчет. Методика расчета показателей позволяет произвольно выбирать базу сравнения. Например, индекс HHI для Центрального федерального округа можно рассчитать при $n=80$ (где n - количество регионов в РФ), тогда доли Y_i будут рассчитываться по отношению к совокупно-

му объему инвестиций по РФ. Другие доли регионов и соответственно окончательные величины индекса HHI будут получены, если $n=18$ (количество регионов в Центральном федеральном округе). Для того чтобы показать вклад каждого федерального округа в общероссийскую картину распределения инвестиций, мы применили первый ва-

риант расчета. Таким образом, индивидуальные величины индексов концентрации, Херфиндаля-Хиршмана и энтропии по федеральным округам в сумме дают общероссийские значения.

Методика расчета дисперсии долей, коэффициента вариации и индекса Джини не позволяет суммировать значения показателей, поэтому необходимо сравнить индивидуальные значения со средним по России.

Как видно из данных, приведенных в таблице 1, по показателю индекса концентрации Центральный и Уральский федеральные округа (всего 22 региона) вносят наибольший вклад в общий объем инвестиций, составляя 47,3%. Эти же два округа по индексу Херфиндаля-Хиршмана дают наибольший суммарный вклад. В целом уровень показателя по России, равный 550,2 пункта, может охарактеризовать рынок инвестиций как слабоконцентрированный. Значения дисперсии долей, коэффициентов вариации и индексов энтропии позволяют признать Северо-Западный, Южный, Приволжский, Сибирский и Дальневосточный федеральные округа менее концентрированными, с более однородной структурой распределения инвестиций по регионам, входящим в их состав. Особое внимание уделено индексу Джини, так как методика его расчета предполагает включение только тех регионов, которые входят в состав соответствующего округа. Причем должны быть равными единице накопленные доли инвестиций и накопленные доли регионов. В связи с этим, например, в расчет индекса Джини по Уральскому федеральному округу включено четыре региона, а по Центральному федеральному округу - 18 регионов. Поэтому произошел перекося в индексе Джини по Уральскому федеральному округу, который равен 0,57, по сравнению со среднероссийским значением, равным 0,61.

В целом наличие в двух федеральных округах очень крупных (по сути, монопольных) регионов - г. Москвы (13,6% инвестиций от общего объема в РФ) в Центральном и Тюменской области (15,4% инвестиций от общего объема в РФ) в Уральском федеральных округах делает асимметричной структуру распределения инвестиций не только в региональном, но и общероссийском масштабе.

Весьма «пестрая» картина распределения инвестиций по территории России во времени также имеет существенные изменения. Представим динамику изменения индекса *HHI* за 1990-2005 гг., где в расчет были приняты региональные данные о распределении инвестиций в основной капитал.

Как известно, с 2005 г. в России начался процесс укрупнения регионов. Так, например, уже образован Пермский край, объединивший Пермскую область и Коми-Пермяцкий автономный округ. Следующим укрупненным регионом станет Красноярский край, который включит Таймырский (Долгано-Ненецкий) автономный округ и Эвенкийский автономный округ, жители которых приняли на референдуме решение об объединении. Сеем предположить, что процесс регионализации, в последние годы выразившийся в поглощении крупными регионами мелких территориальных образований, географически входивших в их состав, но юридически самостоятельных (так называемых

«матрешечных» регионов), продолжится. Такие регионы, как Усть-Ордынский Бурятский автономный округ и Иркутская область, Агинский Бурятский автономный округ и Читинская область, Корякский автономный округ и Камчатская область, Ненецкий автономный округ и Архангельская область, Ханты-Мансийский автономный округ, Ямало-Ненецкий автономный округ и Тюменская область, скорее всего, объединятся. Если это произойдет, то в России после укрупнения останется 80 регионов. На рис. 1 представлено, как изменится концентрация инвестиций в динамике в двух вариантах: «до укрупнения» и «после укрупнения».

Процесс укрупнения регионов можно рассматривать подобно процессу слияния фирм, увеличивающему степень монополизации инвестиционного рынка, а значит, влияющему на хозяйственную деятельность более мелких инвесторов. В отдельные годы разница между *HHI* до укрупнения и после укрупнения регионов превышает 150 пунктов, что на средне- и сильноконцентрированных рынках характеризуется существенными изменениями, к которым можно применить меры управленческого воздействия [1, с. 256-264].

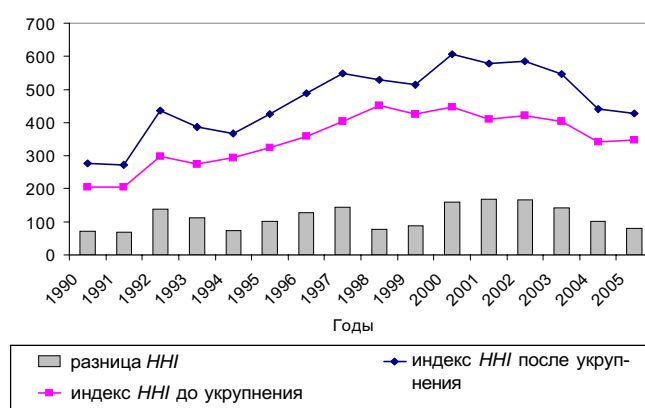


Рис. 1. Динамика индекса Херфиндаля-Хиршмана инвестиций в России в 1990-2005 гг.

В нашем случае величина *HHI* намного меньше 1000 пунктов, то есть рынок инвестиций следует признать слабоконцентрированным, а меры управленческого воздействия, направленные против укрупнения регионов, со стороны государства в данном случае применять не стоит.

Совершенно иная ситуация наблюдается с динамикой привлечения иностранных инвестиций в регионы России и их концентрацией [5, с. 101-105]. Минимальные значения индексов *HHI* в динамике за 1995-2005 гг. наблюдались в 1999 г. и составляли до укрупнения регионов 1148, а после укрупнения - 1150 пунктов, то есть свидетельствовали о средней концентрации рынка. Максимальные значения индексов *HHI* наблюдались в 1997 г. и соответственно составляли 4815 и 4817 пунктов, характеризую сильную концентрацию рынка иностранных инвестиций. В целом, анализируя весь период, характеризующий динамику поступления иностранных инвестиций в Россию, можно сказать, что процесс укрупнения регионов практически не влияет на уровень концентрации инвестиций. Поэтому необходи-

мо выделить регионы, которые поддерживают уровень концентрации инвестиций на весьма высоком уровне (см.

таблицу 2).

Таблица 2

Регионы-лидеры по объему иностранных инвестиций в России в 1995-2005 гг.

Субъект РФ	Доля региона в иностранных инвестициях, в %											Минимум	Максимум
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005		
г. Москва	46,9	65,5	68,9	49,8	27,8	36,8	39,7	42,7	46,8	37,9	47,0	27,8	68,9
Тюменская область	3,5	3,7	1,8	1,6	1,8	1,7	2,0	1,9	10,8	14,4	6,4	1,6	14,4
Сахалинская область	1,7	0,7	0,4	1,1	10,7	2,3	2,7	3,6	7,0	9,7	9,1	0,4	10,7
Московская область	6,9	5,9	0,6	6,0	4,7	2,7	2,6	3,5	4,2	4,5	5,1	0,6	6,9
Красноярский край	0,1	0,0	3,1	0,1	2,0	0,6	0,2	1,8	0,7	4,0	1,2	0,0	4,0
Омская область	0,1	0,0	3,0	3,8	9,3	7,2	6,5	12,2	5,8	2,7	9,6	0,0	12,2
г. Санкт-Петербург	5,3	2,5	1,9	3,5	7,3	10,6	8,2	4,5	2,3	2,4	2,6	1,9	10,6
Челябинская область	0,9	0,1	0,3	0,5	5,1	5,4	5,4	4,0	3,5	1,7	1,6	0,1	5,4
Республика Татарстан	5,4	1,4	5,7	5,8	0,2	1,3	4,6	3,3	0,6	1,5	0,8	0,2	5,8
Свердловская область	0,3	0,2	0,5	1,0	1,8	1,5	5,2	6,9	4,4	1,3	2,0	0,2	6,9
Краснодарский край	0,9	0,4	0,1	2,7	5,3	9,0	5,6	1,0	1,1	0,7	0,9	0,1	9,0
Сумма	72,0	80,4	86,3	75,9	76,0	79,1	82,7	85,4	87,2	80,8	86,3	72,0	87,2
Прочие регионы	28,0	19,6	13,7	24,1	24,0	20,9	17,3	14,6	12,8	19,2	13,7	12,8	28,0

Источник: расчеты автора по данным [4, 5].

Как видно из данных таблицы 2, на долю 11 крупнейших регионов РФ приходится от 72 до 87% иностранных инвестиций. Причем географически представлены все федеральные округа: Центральный - г. Москвой и Московской областью; Северо-Западный - г. Санкт-Петербургом; Южный - Краснодарским краем; Приволжский - Республикой Татарстан; Уральский - Тюменской, Челябинской и Свердловской областями; Сибирский - Красноярским краем и Омской областью; Дальневосточный - Сахалинской областью. Выбор этих регионов иностранцами неслучаен и во многом определяется наличием в них сырьевых ресурсов и их отраслевой специализацией.

Особенности распределения инвестиций по отраслям экономики рассматривались нами в статьях [6-8]. Динамика концентрации инвестиций, оцененная с помощью *ННИ* в отраслевом аспекте, позволяет выявить слабо- и сильноконцентрированные отрасли (см. рис. 2).

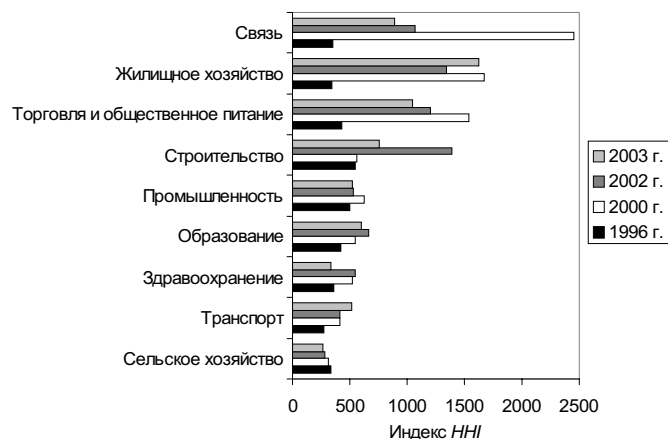


Рис. 2. Концентрация инвестиций по отраслям экономики России

Как видно из рис. 2, еще в 1996 г. все отрасли экономики были слабоконцентрированными - максимальная концентрация инвестиций была достигнута в строительстве и составляла всего 546 пунктов *ННИ*. К 2000 г. концентрация инвестиций существенно изменилась: в торговле и общественном питании (*ННИ* = 1542), жилищном хозяйстве (*ННИ* = 1670) - среднеконцентрированные рынки; в связи (*ННИ* = 2456) - сильноконцентрированный рынок. В это время в торговле и общественном питании, оптовой торговле доля инвестиций г. Москвы составила 37,8%, в жилищном хозяйстве - 39,5, в связи - 48,6% инвестиций соответствующей отрасли. Видимо, именно инвестиции, осуществленные в московском регионе, в 2000 г. ассоциировались некоторыми аналитиками с «инвестиционным бумом» [9, с. 29-33].

В последующие годы в отраслях сельского хозяйства, транспорта, здравоохранения, образования и промышленности концентрация инвестиций существенно не увеличилась, не превышая 650 пунктов *ННИ*. Неслучайно, что некоторые из перечисленных отраслей в последние годы попали под пристальное внимание государства и стали объектами реализации приоритетных национальных проектов.

В целом, предлагаемая система показателей имеет практическую реализацию для целей регулирования монопольных рынков, инструментами которого являются система ценообразования и ограничения выпуска инвестиционных товаров длительного срока использования. Установление по стовору фиксированных, заниженных или завышенных цен на инвестиционные товары строительными фирмами, производителями стройматериалов, машиностроительными предприятиями может серьезно ограничить действия более мелких конкурентов, вытесняя их с рынка. Поэтому государство способно на законодательном и исполнитель-

ном уровнях препятствовать действиям недобросовестных конкурентов. Оно не должно препятствовать вертикальным слияниям (между покупателями и продавцами или не конкурирующими между собой фирмами) и поощрять горизонтальные слияния (между конкурирующими фирмами) на слабоконцентрированных рынках. В средне- и высококонцентрированных отраслях необходимо оказывать регулирующие воздействия в случае существенного роста уровня концентрации рынка. Например, основываясь на нормативных значениях показателя *HHI*, предлагается меры управленческого воздействия применять на среднеконцентрированном рынке, если прирост показателя от пространственных или временных перемещений инвестиций составляет не менее 100 пунктов, а на высококонцентрированном рынке - по меньшей мере, 50 пунктов. На слабоконцентрированных рынках никакие слияния не должны оспариваться и преследоваться антимонопольными и правоохранительными органами.

Особое значение в последние годы приобретает высокая концентрация иностранных инвестиций в ограниченном числе регионов и видов экономической деятельности. Поэтому чтобы сделать приток иностранных инвестиций управляемым с точки зрения национальной безопасности, необходимо проводить анализ их концентрации в региональном разрезе и по видам экономической деятельно-

сти. Полезным также видится подобный анализ и по видам иностранных инвестиций: прямым, портфельным и прочим.

Литература

1. Фишер С., Дорнбуш Р., Шмалензи Р. Экономика: Пер. с англ. со 2-го изд. - М.: «Дело ЛТД», 1993. - 864 с.
2. Инвестиции в России. 2005: Стат. сб./ Росстат. - М., 2005. - 287 с.
3. Левин В.С. Апробация системы показателей концентрации инвестиций на Общероссийском классификаторе видов экономической деятельности. / Экономический анализ: теория и практика. - М.: 2006. № 13 (70). С. 47-49.
4. Российский статистический ежегодник. 2006: Стат. сб./Росстат. - М., 2006. - 819 с.
5. Валиуллин Х.Х., Шакирова Э.Р. Иностранные инвестиции в регионы России и Китая // Проблемы прогнозирования. 2004. № 5.
6. Левин В.С. Региональная и отраслевая концентрация инвестиций в основной капитал в России. / Вестник Саратовского государственного социально-экономического университета. - Саратов: 2006. № 12. С. 36-39.
7. Левин В.С. Региональная и отраслевая концентрация инвестиций в основной капитал. / Финансы и кредит. - М.: 2006. - № 16 (220). С. 17-20.
8. Левин В.С. Концентрация инвестиционных, земельных, трудовых, материальных и финансовых ресурсов в сельском хозяйстве России. / Вестник Башкирского университета. - Уфа: 2006. № 2. С. 106-109.
9. Водянов А., Смирнов А. Паутина роста // Эксперт. 2000. № 42.

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ЗАВИСИМОСТИ ИНВЕСТИЦИОННОЙ ПРИВЛЕКАТЕЛЬНОСТИ РЕГИОНОВ*

Н.Н. Райская, канд. экон. наук,
Я.В. Сергиенко, д-р экон. наук,
А.А. Френкель, д-р экон. наук,
Институт экономики РАН

Развитие экономики, особенно на современном этапе, во многом связано с динамикой инвестиций. Исследование этих процессов в разрезе регионов представляется особенно важным, поскольку в нашей стране наблюдаются значительные различия в экономическом потенциале субъектов Федерации. Оценка факторов, способствующих росту инвестиций, позволит выявить основные направления улучшения региональной структуры инвестиций и их объема.

Была предпринята попытка изучить влияние отдельных факторов, отражающих различные стороны экономической ситуации в регионах, на инвестиционную привлекательность региона с помощью математико-статистических методов. С этой целью были отобраны показатели, характеризующие две стороны инвестиционной привлекательности: уровень инвестиционного потенциала и степень инвестиционного риска. Затем проведен экономико-ста-

тистический анализ их взаимосвязей и построена регрессионная модель инвестиций в основной капитал. Исследование проводилось за период 1994-2004 гг. по каждому году отдельно по 76 субъектам РФ.

В качестве моделируемого показателя (\hat{Y}) был взят объем инвестиций в основной капитал на душу населения, измеряемый в фактически действовавших ценах, в рублях (до 1998 г. - в тыс. рублей).

К факторам, отражающим потенциальные возможности регионов, отнесены следующие: валовой региональный продукт на душу населения, рублей (X_1); уровень экономически активного населения, в % (X_2); стоимость основных фондов отраслей экономики по полной балансовой стоимости, отнесенная к численности экономически активного населения, на конец года, тыс. руб./чел. (X_3); ввод в действие жилых домов на 1000 населения, кв. м общей площади (X_4); сальдированный финансовый результат од-

* Работа выполнена при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (РФФИ), проект № 06-06-80238.

ного предприятия, тыс. рублей (X_5); среднедушевые денежные доходы населения в месяц, рублей (X_6); объем промышленной продукции, в фактически действовавших ценах на душу населения, тыс. руб./чел. (X_7); уровень рентабельности активов организации промышленности, в % (X_8); наличие квартирных телефонных аппаратов сети общего пользования или имеющих на нее выход на 1000 городского населения, на конец года, штук (X_9); густота автомобильных дорог общего пользования с твердым покрытием, на конец года, километров дорог (X_{10}); численность студентов государственных высших учебных заведений на 10000 населения, на начало учебного года, тыс. человек (X_{11}); оборот розничной торговли на душу населения, рублей (X_{12}); внутренние затраты на исследования и разработки на одно предприятие, тыс. рублей (X_{13}); экспорт из субъектов РФ в страны вне СНГ, на душу населения, долл. США/чел. (X_{14}); импорт в субъекты РФ из стран вне СНГ, на душу населения, долл. США/чел. (X_{15}).

К факторам, отражающим степень риска вложений в основной капитал, отнесены следующие: число зарегистрированных преступлений на 100000 населения (X_{16}); выбросы загрязняющих веществ в атмосферный воздух от стационарных источников, тыс. т (X_{17}); отношение доходов бюджетов субъектов РФ к их расходам, в коэффициентах (X_{18}); удельный вес убыточных предприятий и организаций на конец года, в % от общей численности предприятий региона (X_{19}); просроченная кредиторская задолженность предприятий, в % от общей кредиторской задолженности (X_{20}); численность населения с доходами ниже величины прожиточного минимума, в % от численности населения региона (X_{21}); уровень износа основных фондов на начало года, в % (X_{22}); число заболеваний на 1000 населения (X_{23}); инфляция в потребительском секторе, в % (X_{24}); инфляция в промышленности, в % (X_{25}).

Перед построением многомерной регрессионной модели необходимо предварительно провести математико-статистический анализ взаимосвязи между переменными. Наличие зависимости между ними (мультиколлинеарность) делает недостоверными оценки моделей. На основе матрицы коэффициентов парной корреляции между 25 показателями проведен анализ по методу Феррара и Глобера и установлено наличие мультиколлинеарности. Такие факторы, как сальдированный финансовый результат одного предприятия (X_5), среднедушевые денежные доходы населения в месяц (X_6), численность студентов государственных высших учебных заведений на 10000 населения на начало учебного года (X_{11}), инфляция в промышленности (X_{25}), на протяжении всего исследуемого периода являются крайне мультиколлинеарными ($R_{xi}^2 > 0,9$). Поэтому, по возможности, необходимо исключить их при построении модели. Такие показатели, как уровень износа основных фондов на начало года (X_{22}), число заболеваний на 1000 населения (X_{23}), выбросы загрязняющих веществ в атмосферный воздух от стационарных источников (X_{17}), напротив, не подвержены мультиколлинеарности ($R_{xi}^2 < 0,3$) либо подвержены умеренному воздействию ($R_{xi}^2 < 0,5$). Следует также отметить, что степень взаимосвязи между признаками увеличивалась за период с 1994 по 2004 г.

Далее был проведен кластерный анализ по величине коэффициентов парной корреляции ($r_{x_i x_j}$) с целью формирования групп взаимосвязанных факторов за каждый исследуемый год.

Первая группа образуется на уровне $r_{x_5 x_p} = 0,923 - 0,818$. Сюда входят такие показатели, как уровень экономически активного населения (X_2), ввод в действие жилых домов на 1000 населения (X_4), среднедушевые денежные доходы населения в месяц (X_6), внутренние затраты на исследования и разработки на одно предприятие (X_{13}), инфляция в промышленности (X_{25}).

Вторая группа включала такие показатели, как сальдированный финансовый результат одного предприятия (X_5), уровень рентабельности активов организации промышленности (X_8), численность студентов государственных высших учебных заведений на 10000 населения (X_{11}), внешняя торговля субъектов РФ со странами вне СНГ (экспорт) на душу населения (X_{14}). Они объединяются на уровне $r_{x_5 x_p} = 0,918 - 0,561$, то есть связь между ними очень тесная. Следовательно, эти факторы отражают примерно одну и ту же сторону экономики региона. Действительно, сальдированный финансовый результат одного предприятия и уровень рентабельности активов организации промышленности тесно связаны с внешней торговлей субъектов РФ со странами вне СНГ (экспорт). Численность студентов государственных высших учебных заведений также косвенно оказывает влияние на рентабельность активов организации, так как составляет интеллектуальный ресурс предприятия.

Третья группа характеризует эффективность промышленного производства непосредственно отдельного региона: отношение доходов бюджетов субъектов РФ к их расходам (X_{18}) и удельный вес убыточных предприятий и организаций на конец года (X_{19}). Объединение этих показателей происходит на уровне $r_{x_5 x_p} = 0,543$, то есть между ними существует умеренная связь. Потом к ним присоединяются на уровне $r_{x_5 x_p} = 0,498 - 0,474$ объем промышленной продукции (X_7) и просроченная кредиторская задолженность предприятий (X_{20}).

В *четвертую группу* вошли такие факторы, как стоимость основных фондов отраслей экономики по полной балансовой стоимости (X_3), наличие квартирных телефонных аппаратов сети общего пользования или имеющих на нее выход на 1000 городского населения (X_9), внешняя торговля субъектов РФ со странами вне СНГ (импорт) на душу населения (X_{15}). Объединение группы происходит на уровне $r_{x_5 x_p} = 0,549 - 0,439$, что свидетельствует о наличии также умеренной взаимосвязи.

Остальные группы не имеют столь явно выраженного характера, и переменные не так тесно связаны друг с другом, на что указывает величина коэффициента корреляции. Состав этих групп оказался примерно одинаковым для всех анализируемых лет. Незначительные изменения имеют место в тех группах, где корреляция между переменными слабая. Поэтому в дальнейшем набор факторов для моделирования уравнения может быть одинаковым для каждого года.

Для построения модели зависимости объема инвести-

ций в основной капитал от факторов из каждой группы взаимосвязанных факторов были выбраны по одному наиболее важному с экономической точки зрения.

Из первой группы был взят показатель X_2 - уровень экономически активного населения. Данный показатель был выбран из тех соображений, что инвестора в первую очередь интересует интеллектуальный потенциал региона для своего предприятия. Кроме того, как отмечалось ранее, показатели X_6 и X_{25} являются крайне мультиколлинеарными.

Из второй группы был взят показатель X_{14} - внешняя торговля субъектов РФ со странами вне СНГ (экспорт) на душу населения. Этот фактор, по мнению авторов, наиболее связан с объемом инвестиций в основной капитал. К тому же факторы X_5 и X_{11} отличаются крайне выраженной мультиколлинеарностью.

Из экономических соображений из третьей группы был взят показатель X_{18} - отношение доходов бюджетов субъектов РФ к их расходам. К тому же данный показатель более тесно связан с зависимой переменной (Y), чем с X_{19} .

Из четвертой группы были отобраны показатели X_3 - стоимость основных фондов отраслей экономики по полной балансовой стоимости и X_{20} - просроченная кредиторская задолженность предприятий.

Помимо перечисленных пяти показателей, исходя из экономических соображений, были отобраны еще шесть. В результате при построении модели зависимости показателя объема инвестиций в основной капитал были включены сле-

дующие факторы: $X_2, X_3, X_{10}, X_{14}, X_{16}, X_{17}, X_{18}, X_{20}, X_{21}, X_{23}, X_{24}$.

В результате пошагового регрессионного анализа для каждого года периода с 1994 по 2004 г. были построены многофакторные регрессии зависимости интегрального показателя инвестиционной привлекательности \hat{Y} от следующих факторов: X_2 - уровень экономически активного населения, X_3 - стоимость основных фондов отраслей экономики по полной балансовой стоимости, X_{14} - внешняя торговля субъектов РФ со странами вне СНГ (экспорт) на душу населения, а также X_{20} - просроченная кредиторская задолженность предприятий.

Оценки достоверности полученной модели и ее параметрических характеристик проводились с помощью:

- статистических оценок надежности регрессионной модели в целом, при этом использовались:
- коэффициенты множественной детерминации (R^2) и корреляции (R);
- коэффициент Дарбина-Уотсона (dw);
- F -критерий Фишера ($F_{расч.}$);

- для оценки надежности коэффициентов регрессионной модели (a_i) применялся t -критерий Стьюдента [$t(a_i)$].

Для интерпретации результатов регрессионного анализа использовались средние частные коэффициенты эластичности, бета-коэффициенты и дельта-коэффициенты.

Полученные оценки коэффициентов регрессии и различные статистические характеристики в динамике представлены в таблице 1.

Таблица 1

Динамика статистических характеристик уравнений регрессии в период с 1994 по 2004 г.

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
a_0	-1664	-793	-1887	-2761	-2937	-3342	-3345	-7348	-7084	-8324	-8832
a_{x2}	0,219	0,217	0,207	0,218	0,234	0,277	0,290	0,299	0,244	0,312	0,311
a_{x3}	0,795	0,643	0,606	0,616	0,238	0,509	0,315	0,678	0,656	0,650	0,327
a_{x14}	0,145	0,344	0,412	0,436	0,485	0,385	0,695	0,229	0,361	0,175	0,470
a_{x20}	-0,036	-0,203	-0,197	-0,177	-0,209	-0,118	-0,114	-0,165	-0,154	-0,251	-0,192
$t(a_0)$	-2,330	-3,959	-3,769	-5,877	-2,310	-2,386	-2,115	-7,014	-5,978	-6,794	-5,110
$t(a_{x2})$	2,746	2,253	2,177	2,254	2,286	2,726	2,359	2,506	2,688	2,872	2,967
$t(a_{x3})$	8,272	7,622	6,255	8,625	2,352	3,575	2,791	6,158	5,402	5,363	2,192
$t(a_{x14})$	2,170	3,717	4,249	5,054	3,426	2,512	5,647	1,765	2,681	1,889	3,824
$t(a_{x20})$	-0,528	-2,059	-2,524	-2,609	-2,865	-1,763	-1,416	-2,021	-1,044	-2,809	-2,900
$F_{расч.}$	48,756	62,348	78,505	87,560	75,533	61,200	51,946	91,553	70,737	107,006	93,164
R	0,905	0,932	0,896	0,915	0,792	0,743	0,907	0,917	0,914	0,926	0,913
R^2	0,819	0,869	0,803	0,837	0,627	0,552	0,823	0,841	0,835	0,857	0,834
dw	2,016	2,088	1,662	1,725	1,857	2,076	1,761	2,153	2,069	2,294	1,814

Все полученные уравнения регрессии за период с 1994 по 2004 г. значимы. Об этом свидетельствует тот факт, что во всех случаях расчетная величина F -критерия больше его табличного значения при 5%-ном уровне значимости ($F_{табл.} = 1,92$). Большинство коэффициентов регрессии значимы при табличном значении t -критерия 2,00 (уровень значимости 5%).

Ниже мы подробно остановимся лишь на интерпретации одного из уравнений, построенного для 2004 г., чтобы пояснить смысл полученных характеристик.

Итак, модель, выражающая зависимость объема инвестиций в основной капитал от факторов, в 2004 г. имеет следующий вид:

$$\hat{Y}_{2004} = -8832 + 0,311 X_2 + 0,327 X_3 + 0,470 X_{14} - 0,192 X_{20}.$$

(-5,11) (2,967) (2,192) (3,824) (-2,9)

Под коэффициентами регрессии в скобках указаны значения t -критерия.

Статистическая проверка полученного уравнения по-

казала, что оно адекватно, то есть расчетная величина F -критерия, равная 93,164, больше его табличного значения 2,37 (при уровне значимости 5%). Коэффициент Дарбина-Уотсона (dw), позволяющий выявить автокорреляцию в остатках, равен 1,814. Табличные значения данного критерия при 5%-ном уровне значимости для четырех факторов и 76 значений составляют: $dw_1=1,51$ и $dw_2=1,74$. Так как $dw > dw_2$, можно сделать вывод об отсутствии автокорреляции в остатках, то есть полученные методом наименьших квадратов оценки коэффициентов регрессии являются несмещенными и эффективными.

Коэффициент множественной корреляции равен 0,913, что говорит о достаточно тесной связи объема инвестиций в основной капитал с факторами, включенными в модель. Множественный коэффициент детерминации, равный 0,834, показывает, что 83,4% вариации результативного признака обусловлено изменением факторных признаков, входящих в модель.

Коэффициенты линейного уравнения множественной регрессии показывают степень влияния каждого отобранного фактора на результативный показатель при фиксированном на постоянном уровне влиянии других, вошедших в модель факторов, и среднем влиянии неучтенных факторов.

Так, увеличение внешней торговли субъектов РФ со странами вне СНГ (экспорт) на душу населения (X_{14}) на 1 доллар США повлечет за собой рост объема инвестиций

на душу населения региона на 0,47 рубля; повышение же стоимости основных фондов в расчете на численность экономически активного населения на 1 тыс. рублей (X_3) вызовет рост объема инвестиций на душу населения региона на 0,327 рубля; если же возрастет стоимость основных фондов отраслей экономики по полной балансовой стоимости (X_2), то объем инвестиций на душу населения также возрастет на 0,311 рубля; рост же просроченной кредиторской задолженности предприятий (X_{20}) на 1 рубль приведет к уменьшению объема инвестиций на 0,192 рубля.

Однако сопоставить факторы по степени их влияния на инвестиционный процесс только с помощью коэффициентов регрессии нельзя из-за различия единиц измерения и разной степени их колеблемости. Для устранения таких различий при интерпретации применяются средние частные коэффициенты эластичности (\mathcal{E}_j), бета-коэффициенты - коэффициенты регрессии в стандартизованном масштабе (β_j) и дельта-коэффициенты (Δ_j), представленные в таблице 2. Коэффициенты эластичности $\mathcal{E}_2=0,165$, $\mathcal{E}_3=1,265$, $\mathcal{E}_{14}=0,308$ и $\mathcal{E}_{20}=-0,277$ показывают, что при увеличении показателей X_2 , X_3 , X_{14} , X_{20} на 1% объем инвестиций в основной капитал (на душу населения) в среднем повышается соответственно на 0,165%, 1,265%, 0,308%, 0,277%. Таким образом, к большему изменению результативного признака (инвестиции в основной капитал на душу населения) приводит изменение на 1% фактора X_3 .

Таблица 2

Динамика оценок относительного влияния факторов на объем инвестиций в основной капитал за период с 1994 по 2004 г.

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
$\mathcal{E}(x_2)$	0,162	0,132	0,156	0,171	0,105	0,145	0,175	0,160	0,189	0,183	0,165
$\mathcal{E}(x_3)$	1,167	1,290	0,954	1,104	0,856	1,387	1,287	1,063	0,998	1,030	1,265
$\mathcal{E}(x_{14})$	0,315	0,246	0,030	0,117	0,184	0,239	0,235	0,403	0,274	0,124	0,308
$\mathcal{E}(x_{20})$	-0,213	-0,302	-0,170	-0,112	-0,278	-0,103	-0,403	-0,328	-0,159	-0,375	-0,277
β_{x_2}	0,134	0,158	0,143	0,104	0,133	0,173	0,149	0,098	0,137	0,244	0,189
β_{x_3}	0,789	0,890	0,875	0,882	0,466	0,715	0,532	0,690	0,619	0,534	0,629
$\beta_{x_{14}}$	0,219	0,385	0,566	0,454	0,569	0,733	0,378	0,595	0,355	0,476	0,451
$\beta_{x_{20}}$	-0,078	-0,074	-0,046	-0,053	-0,049	-0,021	-0,046	-0,078	-0,033	-0,041	-0,055
Δ_2	0,113	0,215	0,175	0,188	0,086	0,110	0,289	0,165	0,182	0,137	0,154
Δ_3	0,345	0,388	0,213	0,236	0,142	0,324	0,467	0,578	0,532	0,588	0,894
Δ_{14}	0,378	0,348	0,561	0,641	0,438	0,567	0,447	0,387	0,428	0,455	0,405
Δ_{20}	-0,008	-0,016	-0,005	-0,011	-0,020	-0,043	-0,009	-0,015	-0,019	-0,035	-0,043

Однако средний частный коэффициент не учитывает степени колеблемости факторов. Для устранения различия в измерении и степени колеблемости факторов применяется другой показатель - β -коэффициент. Он показывает, на какую часть среднего квадратического отклонения (СКО) изменяется среднее значение зависимой переменной (инвестиции в основной капитал на душу населения) с изменением соответствующего фактора на одно СКО при фиксированном значении остальных факторов.

Так, для данной модели $\beta_3=0,629$ показывает, что при изменении объема основных фондов (в расчете на численность экономически активного населения) на одно сред-

нее квадратическое отклонение инвестиции в основной капитал (на душу населения) увеличатся на 0,629 СКО данного признака. Аналогично интерпретируются $\beta_2=0,189$, $\beta_{14}=0,451$, $\beta_{20}=-0,55$.

Для того чтобы оценить долю влияния каждого фактора в суммарном влиянии всех факторов, используют дельта-коэффициенты (Δ_j). В 2004 г. наибольшая доля влияния на объем инвестиций в основной капитал приходилась на фактор X_3 (стоимость основных фондов в расчете на численность экономически активного населения), так как данному показателю соответствует большее значение дельта-коэффициента: $\Delta_3=0,894$.

Для однозначного ответа о степени влияния факторов, входящих в модель, проводилось ранжирование вычисленных характеристик \mathcal{E}_j , β_j и Δ_j (большему значению присваивался ранг 1). Затем по отдельным факторам находилась

сумма рангов для всех коэффициентов. Наибольшее влияние на привлечение инвестиций оказывал тот фактор, у которого сумма рангов оценок влияния наименьшая (см. таблицу 3).

Таблица 3

Динамика оценок относительного влияния факторов на объем инвестиций в основной капитал за период с 1994 по 2004 г.

Год	Средние частные коэффициенты эластичности				ϵ - коэффициенты				Д - коэффициенты				Сумма рангов				Место фактора по степени влияния			
	\mathcal{E}_{x2}	\mathcal{E}_{x3}	\mathcal{E}_{x14}	\mathcal{E}_{x20}	ϵ_{x2}	ϵ_{x3}	ϵ_{x14}	ϵ_{x20}	Δ_{x2}	Δ_{x3}	Δ_{x14}	Δ_{x20}	x_2	x_3	x_{14}	x_{20}	x_2	x_3	x_{14}	x_{20}
1994	4	1	2	3	3	1	2	4	3	2	1	4	10	4	5	11	3	1	2	4
1995	4	1	3	3	3	1	2	4	3	1	2	4	10	3	7	11	3	1	2	4
1996	3	1	4	2	3	1	2	4	3	2	1	4	9	4	7	10	3	1	2	4
1997	2	1	3	4	3	1	2	4	3	2	1	4	8	4	6	12	3	1	2	4
1998	4	1	3	2	4	2	1	4	3	2	1	4	11	5	5	10	3	1-2	1-2	4
1999	3	1	2	4	3	2	1	4	3	2	1	4	9	5	4	12	3	2	1	4
2000	4	1	3	2	3	1	2	4	3	1	2	4	10	3	7	10	3	1	2	4
2001	4	1	2	3	3	1	2	4	3	1	2	4	10	3	6	11	3	1	2	4
2002	3	1	2	4	3	1	2	4	3	1	2	4	9	3	6	12	3	1	2	4
2003	3	1	4	2	3	1	2	4	3	1	2	4	9	3	8	10	3	1	2	4
2004	4	1	2	3	3	1	2	4	3	1	2	4	10	3	6	11	3	1	2	4

Из данных, приведенных в таблице 3, можно сделать вывод о том, что в 1994-1997 гг. и в 2000-2004 гг. наибольшее влияние на объем инвестиций в основной капитал (на душу населения) оказывал фактор X_3 (стоимость основных фондов в расчете на численность экономически активного населения). В остальные годы (1998-1999) наиболее влиятельным оказался фактор X_{14} - внешняя торговля субъектов РФ со странами вне СНГ (экспорт) на душу населения, который характеризует не только активность региона во внешнеэкономической деятельности, но и его кон-

курентоспособность. На третьем месте стоит уровень экономически активного населения (X_2). Включенный нами в модель фактор X_{20} - ввод в действие жилых домов на 1000 населения влияет на принятие решения об инвестировании средств в меньшей степени, чем описанные выше.

На основе проведенного регрессионного анализа можно сделать вывод о том, что факторы, занявшие первые два места по влиянию на результирующий показатель, ведут к наибольшему росту объема инвестиций в основной капитал.

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МЕТОДОВ СПЕКТРАЛЬНОГО АНАЛИЗА И ТЕОРИИ КАТАСТРОФ В ОЦЕНКЕ ДИНАМИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК ИНВЕСТИЦИОННОЙ И ПРОМЫШЛЕННОЙ АКТИВНОСТИ

Ш.Ш. Губаев, *д-р экон. наук,*
Е.П. Ардашева, *канд. экон. наук,*
ОАО «Татнефтехиминвест-холдинг»

Методы спектрального анализа, и особенно теории катастроф, сравнительно редко используются в анализе временных рядов экономических процессов как по отдельности, так и тем более совместно. Между тем нам представляется полезным использование указанных методов для описания периодических свойств процессов инвестиционной и промышленной динамики, выявления формы связи между ними, а также определения зон их особого поведения, что ценно в прогностических целях, а также необходимо для выработки решений в системе государствен-

ной экономической, инвестиционной и промышленной политики.

Показатели динамики промышленного производства и инвестиций в основной капитал являются одними из наиболее значимых в управленческом макроэкономическом анализе в силу своей интегральности и индикации как текущего, так и перспективного состояния национальной экономики. Исходные статистические данные для динамического анализа выбраны таким образом, чтобы можно было получить оценки как за длительный период времени,

так и на современном этапе развития российской экономики. Принята база сравнения «к аналогичному периоду предыдущего года», что позволяет в известной мере снизить влияние сезонных и прочих временных факторов. Также можно отметить, что в анализе оперировали данными без исключения тренда, поскольку таковой в рядах однозначно не определяется. Исходные временные ряды составлены по официальным данным государственных статистических органов и Министерства экономического развития и торговли РФ.

Спектральный анализ является способом исследования структуры временных рядов, он применим для получения описательной статистики одного временного ряда или зависимостей между двумя временными рядами, для выявления периодических свойств временных рядов [1]. Анализ базируется на использовании дискретного преобразования Фурье, которое позволяет представить непрерывный спектр временного процесса (или кроспспектр двух процессов) в виде конечного набора синусоидальных и косинусоидальных гармоник в диапазоне частот от 0 до $n/2$, где n - длина временного ряда. В частности, амплитудно-частотная характеристика кроспспектра (или кроспспектральная плотность) представляет зависимость амплитуды взаимного спектра двух процессов от частоты. Такая характеристика показывает, на каких частотах наблюдается синхронное и соответствующее по величине изменение мощности в двух анализируемых временных рядах, то есть где находятся области их резонанса и антирезонанса. Спектральный анализ предполагает предварительную нормировку исходных значений переменных, которая выполняется по стандартному отклонению, то есть из каждого значения переменной вычитается среднее значение, и это делится на стандартное отклонение данной переменной (происходит центрирование ряда нулем).

Спектральный анализ процессов инвестиционной и промышленной активности российской экономики за 1990-2006 гг. позволил установить статистические характеристики их взаимного протекания. Зона резонанса (наложения мощностей) находится в области низких частот, то есть обнаруживаются высокоамплитудные длинноволновые колебания периодом в 16 лет. Однако анализируемый временной ряд с годовой дискретностью измерений слишком специфичен, поскольку отражает процесс глубокого трансформационного спада экономики и последующего восстановительного роста. Поэтому для более детального исследования высокочастотных (короткопериодических) колебаний выполнен спектральный анализ поквартальной динамики инвестиционной и промышленной активности российской экономики на данных за 2000 - I квартал 2007 гг., характеризующих тенденции восстановительного периода ее развития. Исходные ряды представлены на рис. 1, результаты спектрального анализа - на рис. 2. Анализ показал, что наибольшая мощность спектра сосредоточена в области низких для этих рядов частот - 0,0714 (2/28, или 1/14), что соответствует периоду 14 кварталов, или 3,5 года. На рис. 2 в целях наглядной иллюстрации наложения спектров двух процессов приведена не только кроспспектральная плотность исследуемых рядов, но и амплитудно-ча-

стотные характеристики самих рядов. Пунктиром для примера выделены области взаимоусиления амплитуд спектров (зоны резонанса), а также зоны взаимопогашения амплитуд (зоны антирезонанса).



Рис. 1. Динамика инвестиций в основной капитал и промышленного производства в Российской Федерации в 2000- I квартале 2007 гг.



Рис. 2. Графики амплитудно-частотных характеристик рядов динамики инвестиций в основной капитал, промышленного производства и их кроспспектра (анализируемый период - 2000 - I квартал 2007 гг., поквартально)

В дополнение к вышеизложенному был выполнен спектральный анализ на более дискретных и еще более близких современному периоду данных о темпах прироста инвестиций и промышленного производства (помесячно за 2002 - I квартал 2007 гг.) (см. рис. 3), причем с последовательным годичным уменьшением длины временного ряда с целью устранения так называемого «эффекта вытекания мощности». Анализ подтвердил наличие высокоамплитудных периодических сопряженных колебаний исследуемых величин в диапазоне частот от 0,02 до 0,032 (то есть искомым периодом находится в диапазоне от 4,2 до 2,6 года). За основной ориентир можно взять значение частоты 0,026

(или 3,2 года) ряда 2004 - I квартал 2007 гг., соответствующее максимальной выявленной амплитуде. Кроме того, можно наблюдать менее мощные колебания периодом 4,5-4,2 месяца (частоты 0,22-0,236), что особенно сильно выра-

зилось в самом коротком ряде 2005 - I квартал 2007 гг., который имеет доминирующий пик на частоте 0,23, то есть в периоде 4,3 месяца.

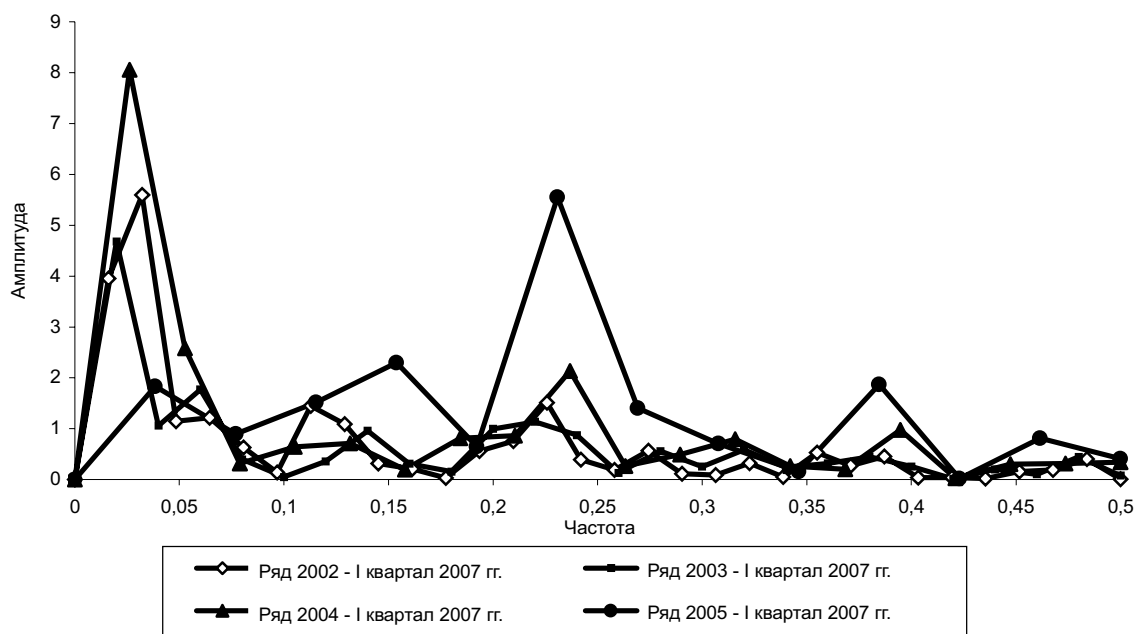


Рис. 3. Графики кроспектральной плотности рядов помесечной динамики темпов прироста инвестиций в основной капитал и промышленного производства

Таким образом, спектральный анализ позволил получить знание об устойчивых, закономерных тенденциях развития исследуемых процессов, зонах их резонанса и антирезонанса, указал на то, что между ними существует связь или, по крайней мере, их природа сходна в силу одинаковой реакции на изменения среды. Однако известно, что изучаемые процессы в принципе очень изменчивы и неустойчивы, особенно динамика инвестиций в основной капитал. Следовательно, можно предполагать и неустойчивость связи между ними. Как следует из рис. 1 и рис. 4, в 2005-2006 гг. наблюдалось существенное изменение характера протекания исследуемых процессов и при этом значительно возросла мера их неустойчивости (возросло среднегодовое значение и стандартное отклонение исходных значений, а также коэффициента опережения темпов прироста инвестиций в основной капитал над темпами прироста промышленного производства). К тому же нельзя не обратить внимание на то, что спектр ряда 2005 - I квартал 2007 гг. (см. рис. 3) также является самым неустойчивым, ломаным, со многими пиками, видимо, в нем наиболее сильно проявилась случайная (шумовая) компонента. Это также указывает на то, что современный этап развития российской экономики характеризуется повышающейся асинхронностью протекания процессов инвестиционной и промышленной активности, увеличением неустойчивости и нелинейности их взаимосвязи, а следовательно, принципиальной возможностью бифуркаций. Научный интерес в связи с этим представляет более углубленный анализ методами теории катастроф (см. рис. 4).

Теория катастроф представляет собой концептуально-методологическую основу изучения и прогнозирования неустойчивости различных систем [2], часто рассматривается как составляющая такого современного научного направления, как синергетика. Ее суть с учетом положений синергетики заключается в том, что открытая система, будучи подверженной воздействию различного рода флуктуаций, накопив в процессе развития критический запас противоречий и изменений, в определенный момент теряет устойчивость и скачкообразно меняет свое качество, причем может выбрать под воздействием случайных факторов различные траектории дальнейшего развития, в том числе разрушиться. Условная точка, в которой происходит смена качества, называется точкой бифуркации или катастрофы, поскольку процесс потери устойчивости по своим проявлениям носит хаотический, «лавинообразный», неопределенный характер.

На практике прогнозирование потери устойчивости и смены качества системы на основе подходов теории катастроф производят различными способами. Один из них - это построение модели катастрофы в экономической системе на основе данных о связи переменных, характеризующих ее поведение. В нашем случае это связь переменных инвестиционной и промышленной активности. Функции, описывающие эти связи, могут быть получены эконометрическими методами, в частности путем построения соответствующих регрессионных моделей. Совокупность типовых простейших моделей, определяющих формы устойчивых и неустойчивых связей в системах, разработана

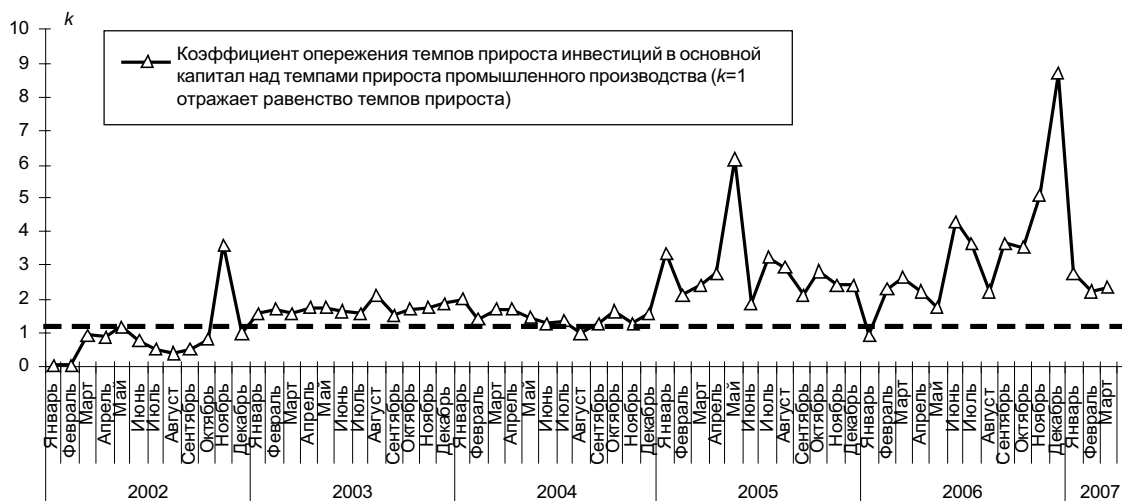


Рис. 4. Динамика коэффициента опережения темпов прироста инвестиций в основной капитал над темпами прироста промышленного производства

в элементарной теории катастроф, которая основывается на теореме Тома и классификации Арнольда [3]. В частности, выделено две модели устойчивых связей и 11 моделей катастроф (пять - капсоидных, шесть - омбилических) [4, с. 100-106]. Капсоидные катастрофы связаны с неустойчивостью связи одной переменной со всеми другими, омбилические - с неустойчивостью связи двух переменных со всеми другими. На практике возможность проявления элементарных катастроф может быть предсказана в случае, если по уровню детерминации, уровню значимости регрессионное уравнение одной из катастроф превосходит регрессионное уравнение связи устойчивого характера, если таковое вообще можно построить.

Корректно смоделировать устойчивые связи анализируемых переменных на реальных данных не удалось. Тогда было построено несколько полиномиальных моделей катастроф (см. таблицу), аппроксимирующих неустойчивость связи между показателями темпов прироста промышленного производства и инвестиций в основной капитал в экономике России, так называемых капсоидных моделей катастроф типа «вигвам» и «ласточкин хвост». Полученные модели по своим статистическим характеристикам являются достоверными. Они адекватны экспериментальным данным, поскольку значимость нулевой гипотезы о равенстве нулю коэффициента множественной корреляции не превышает критического значения 0,05. Графики регрессионных остатков представляют собой случайное и равномерное распределение точек. Коэффициенты множественной корреляции и детерминации свидетельствуют о достаточно существенном уровне связи рассматриваемых переменных. Кроме того, являются статистически значимыми и регрессионные коэффициенты при нелинейных членах уравнений регрессии, за исключением коэффициента a_0 в моделях «ласточкин хвост» (уровень значимости нулевой гипотезы о равенстве нулю регрессионного коэффициента больше 0,05). Тем не менее учитывая, что име-

ют место прочие достаточно неплохие статистические характеристики данных моделей, будем рассматривать их как адекватные, принимая равным нулю только параметр a_0 .

Таким образом, можно говорить о троекратном подтверждении нелинейности и неустойчивости связи между анализируемыми переменными, причем характерной как для всего восстановительного периода (начиная с 2000 г.), так и для его новейшей части. Отметим также, что полученные модели могут использоваться не только для прогнозирования принципиальной возможности скачка (резкой смены качества - типа связи) в развитии изучаемых процессов, но могут оказаться полезными и для описания гипотетических аттракторов будущего развития, а соответственно обозначить ориентиры для управленческих решений. Для этого исследуем поведение аппроксимирующей зависимости путем интерполяции. Получаем, что графики моделей 2 и 3 в области высоких значений переменных имеют характерный, сильно выраженный выпуклый изгиб (точку максимума) регрессионной кривой (см. рис. 5 и 6). Этот изгиб получен теоретически, подтверждающих его эмпирических значений мало (как в модели 2) или почти нет (как в модели 3). Тем не менее считаем, что необходимо обратить пристальное внимание на данную область, поскольку она может выступать как скрытый незадействованный резерв, пока не распознанный и не востребованный в управленческом процессе.

Совместим полученные результаты с результатами спектрального анализа. Вспомним, что была выявлена закономерность, согласно которой существует синхронное колебание изучаемых процессов периодичностью примерно 3,2-3,5 года, следовательно, в 2006 г. было пройдено очередное (после 2002 г.) резонансное охлаждение инвестиционной и промышленной активности и затем начался подъем, что уже «засвидетельствовали» данные I квартала 2007 г. Очевидно, что наблюдалось именно сравнительное охлаждение (а не спад) активности, и коснулось оно в боль-

Таблица

Характеристика регрессионных моделей капсоидных катастроф, аппроксимирующих связь темпов прироста промышленного производства (x) и темпов прироста инвестиций в основной капитал (y)

Номера, названия, исходные данные и регрессионные коэффициенты моделей катастроф	Уравнение регрессии и значения регрессионных коэффициентов	Статистические характеристики достоверности моделей				
		Статистическая ошибка	Значимость*	R	R ²	F
1. Модель типа «ласточкин хвост» [2003 - I квартал 2007 гг. (помесячно)]	$y=a_0+a_1x+a_2x^2+a_3x^3+a_4x^5$	3,11	0,0005	0,61	0,37	6,64
a_0	-3,98	4,99	0,57			
a_1	12	4,37	0,01			
a_2	-3,12	1,18	0,01			
a_3	0,28	0,11	0,01			
a_4	-0,0007	0,0003	0,01			
2. Модель типа «ласточкин хвост» [2005 - I квартал 2007 гг. (помесячно)]	$y=a_0+a_1x+a_2x^2+a_3x^3+a_4x^5$	3,27	0,0003	0,79	0,63	9,19
a_0	-6,6	6,46	0,320			
a_1	15,4	6,40	0,023			
a_2	-4,44	1,90	0,027			
a_3	0,45	0,18	0,022			
a_4	-0,0013	0,0005	0,017			
3. Модель типа «вигвам» [2000 - I квартал 2007 гг. (поквартально)]	$y=a_0+a_1x+a_2x^2+a_3x^3+a_4x^4+a_5x^5+a_6x^7$	3,76	0,0009	0,79	0,63	6,13
a_0	-360	142	0,018			
a_1	354	140	0,018			
a_2	-130	53,1	0,021			
a_3	23,40	9,85	0,025			
a_4	-2,11	0,92	0,030			
a_5	0,08	0,04	0,034			
a_6	-0,00005	0,00	0,043			

* По регрессионным коэффициентам оценивается значимость нулевой гипотезы о неотличии их от нуля; по всей модели (в совокупности со статистикой Фишера F) - о неотличии от нуля коэффициента множественной корреляции R.

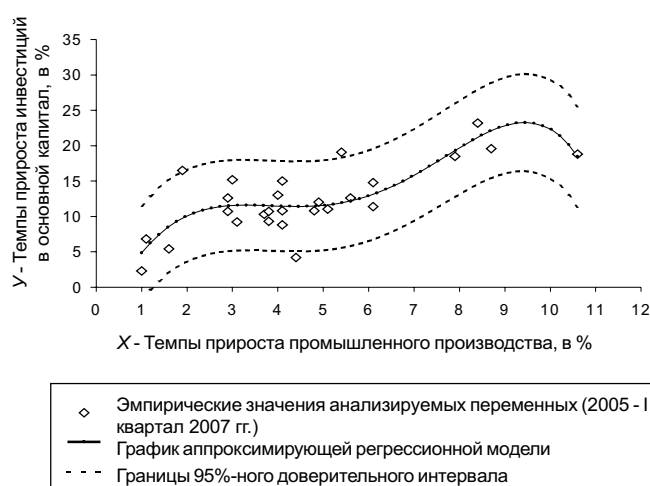


Рис. 5. График модели капсоидной катастрофы (типа «ласточкин хвост»), отражающей взаимосвязь темпов прироста инвестиций в основной капитал и промышленного производства, по месячным данным за 2005 - I квартал 2007 гг.

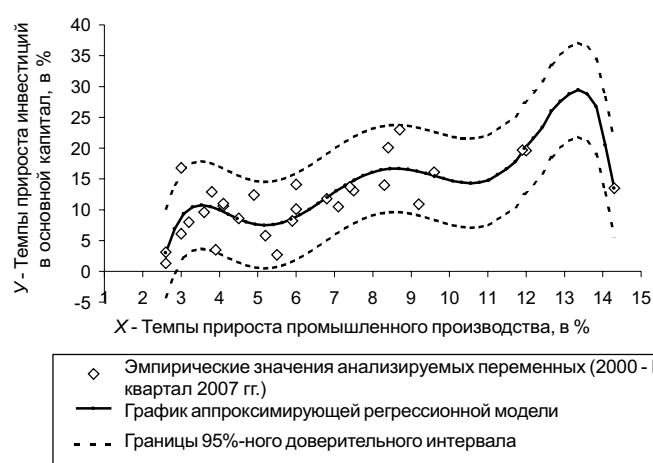


Рис. 6. График модели капсоидной катастрофы (типа «вигвам»), отражающей взаимосвязь темпов прироста инвестиций в основной капитал и промышленного производства, по квартальным данным за 2000 - I квартал 2007 гг.

шей степени промышленного производства, а инвестиции продолжили свое неровное, но в целом высокоскоростное движение, что, кстати, также является определенным «флагом катастрофы». Поэтому важно понимать, что был пройден весьма опасный период, поскольку в ситуации неустойчивости (близости катастрофы) и «понижательного резонанса» развитие могло пойти по линии регресса - вслед за охлаждением промышленной активности мог последовать и глубокий инвестиционный спад. Хорошо, что этот период пройден относительно благополучно, и сейчас следует «повышательный резонанс» инвестиционной и промышленной активности.

Безусловно, необходимо воспользоваться этой ситуацией в рамках реализации экономической (и особенно промышленной) политики. В качестве количественных ориентиров такой политики, согласно интерполяции по моделям катастроф, можно рекомендовать удержание темпов прироста промышленного производства на уровне не ниже, как минимум, 8-10,5% (в краткосрочной перспективе), а как максимум, необходимо стремиться к уровню темпов промышленного производства не ниже 12-14% (в среднесрочной перспективе). Это, вероятно, позволит удерживать инвестиции в районе 20% прироста и выше. Более того, учитывая особенности резонансных эффектов и неустойчивость связи между изучаемыми процессами, можно предполагать, что промышленная политика, будучи своевременной и согласованной с самоорганизационными процессами в экономике, способна дать импульс к скачку, прорыву на еще более высокий уровень динамики инвестиций в основной капитал, промышленного производства, и соответственно за счет эффекта «мультипликатора-аксе-

латора» ВВП в целом.

Таким образом, в среднесрочной перспективе считаем актуальным управленческое корректирующее воздействие в рамках экономической политики, направленное на поддержание темпов прироста промышленного производства в заданных пределах, а также на стимулирование инвестиционного и промышленного бума - время (с точки зрения синергетических закономерностей) этому благоприятствует. Эти усилия должны быть не столько мощными по ресурсам, сколько правильно организованными и согласованными с процессами экономической самоорганизации.

Что же касается методического инструментария, использованного в работе, то можно сделать вывод о том, что спектральный анализ более употребителен для исследования закономерностей (основного сигнала) процессов, тогда как методы теории катастроф позволяют учитывать случайную их компоненту (так называемый шум). То есть первый метод сконцентрирован на анализе устойчивости объектов и процессов, теория катастроф - на аспекте неустойчивости. Вместе взятые, они, вероятно, способны помочь в деле повышения качества анализа экономической динамики.

Литература

1. Кулаичев А.П. Методы и средства комплексного анализа данных. - М.: ФОРУМ-ИНФРА-М, 2006.
2. Гилмор Р. Прикладная теория катастроф: Пер. с англ. - М.: Мир, 1984.
3. Арнольд В.И. Теория катастроф. - М.: Изд-во МГУ, 1988.
4. Басовский Л.Е. Прогнозирование и планирование в условиях рынка. - М.: ИНФРА-М, 2002.

ПОДПИСКА - 2008

Продолжается подписка на журнал «Вопросы статистики» на 2008 год, которую можно оформить во всех почтовых отделениях России, стран СНГ и Балтии по Каталогу газет и журналов агентства Роспечать (индексы 70127, 71807) или по Объединенному каталогу «Почта России» (том 1, индекс 41254), а также через Информационно-издательский центр «Статистика России».

С 2003 г. выпускается электронная версия журнала. Вы можете оформить годовую подписку на электронную версию журнала или заказать отдельные номера (отдельные статьи), выслав в адрес редакции письмо-заявку.

Контактные телефоны: **607-48-90, 607-48-82, 607-42-52**

Факс: **607-48-82**

E-mail: **voprstat@mtu-net.ru**

<http://www.infostat.ru>

Адрес редакции: **107450 Москва, ул. Мясницкая, 39, строение 1.**