

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ОСНОВНЫХ ИНДИКАТОРОВ ЭКОНОМИЧЕСКОГО РАЗВИТИЯ РЕГИОНА

О.А. Хохлова, канд. экон. наук,

Восточно-Сибирский государственный технологический университет

Прогнозирование региональных процессов и явлений – один из важнейших этапов диагностического исследования экономики региона¹. Это сложный процесс, охватывающий следующие основные этапы (см. рис. 1).

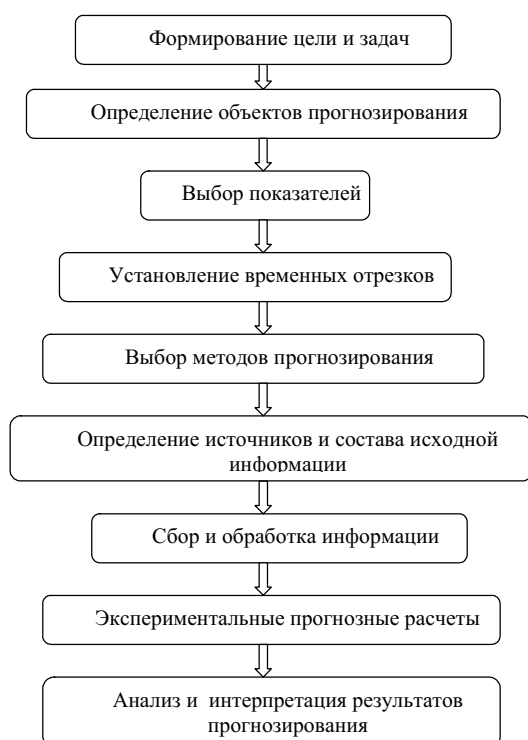


Рис. 1. Основные этапы прогнозирования экономического развития региона

Каждый этап требует решения множества задач. Например, для выбора методов прогнозирования необходимо увязать цели и задачи прогнозирования, четко их конкретизировать применительно к каждому объекту и исходить из возможностей обеспечения разработок информацией.

Многие авторы отмечают различные подходы к классификации методов прогнозирования, в основу которых положены разные признаки [1, 2, 3]. Наиболее полное описание методов прогнозирования и возможностей их использования дано Р.А. Фатхутдиновым. Но он показал использование методов прогнозирования только на уровне

предприятия, товара и рынка.

Целям и задачам прогнозирования экономических явлений и процессов, происходящих на уровне региона, более соответствует классификация методов прогнозирования, предложенная Ю.А. Новоселовым (см. рис. 2). В основу его классификации легли идеи Э. Янча.



Рис. 2. Классификация основных методов прогнозирования, используемых в региональной диагностике

Приведенная классификация методов прогнозирования дана с целью показать всю сложность процесса прогнозирования, которое усложняется наличием по каждому методу собственной теоретической базы.

Наличие множества методов не означает, что в одном исследовании нужно использовать их максимальное количество. На практике, как правило, применяется только часть из них в зависимости от поставленных целей и задач, имеющейся информации и содержания прогнозов.

В социально-экономическом прогнозировании одни методы применимы для объектов всех уровней (регион,

¹ Более подробно см.: Хохлова О.А. Региональная диагностика как методологическая база статистического исследования экономики региона // Вопросы статистики. 2006. № 9. С. 52-58.

муниципальное образование, отрасль), другие - лишь для одного уровня. Для исследования узкого круга проблем используются сугубо специализированные методы.

Использование методов зависит от периодов экономического прогнозирования: оперативного или краткосрочного (на год), среднесрочного (от года до 5 лет), долгосрочного (от 5 до 20 лет) и дальнесрочного (свыше 20 лет).

В данном исследовании была поставлена задача среднесрочного прогнозирования основных экономических индикаторов, позволяющих исследовать поведение сложной экономической системы - региона в ближайшее время. Сложность прогнозирования на более продолжительный период заключается в длительности исходных временных рядов.

В качестве исходной информации были использованы временные ряды - цепные темпы роста основных индикаторов экономического развития Республики Бурятия в сопоставимых ценах за 1992-2004 гг.: 1) производства товаров, 2) производства услуг, 3) производства рыночных услуг, 4) производства нерыночных услуг, 5) производства валового регионального продукта (ВРП), 6) произведенной промышленной продукции, 7) произведенной продукции сельского хозяйства, 9) произведенного объема строительной продукции.

Во временных рядах сама последовательность наблюдений несет в себе важную информацию. В ряде случаев при анализе экономических явлений и процессов важно знать, что, скорее всего, произойдет дальше. Подобный прогноз должен по возможности точнее экстраполировать ближайшее поведение системы с точки зрения моделей поведения этой системы в прошлом.

Для описания каждого временного ряда требовалась определенная модель, позволяющая получить некий набор искусственных данных в форме временного ряда. Модель была построена при помощи ARIMA-процессов, предложенных американскими учеными Боксом и Дженкинсом в 1976 г. Подход Бокса-Дженкинса является одним из лучших методов, позволяющих понять и прогнозировать экономические временные ряды.

ARIMA-процессы (ARIMA - сокращено от Autoregressive Integrated Moving-Average) представляют собой линейные статистические модели, которые весьма точно описывают поведение временных рядов самых различных типов, включая среднесрочные всплески и падения «экономического цикла». Они имитируют поведение множества различных реальных временных рядов путем комбинирования процессов авторегрессии, процессов интегрирования и процессов скользящего среднего.

Итак, ARIMA-процессы позволяют получить временной ряд данных, похожий на исходный ряд, с тем же типом нерегулярности, гладкости и циклического поведения.

При построении моделей необходимо знать следующее [4, с. 789]:

- 1) из множества ARIMA-процессов Бокса - Дженкинса выбирается процесс, позволяющий получить данные, которые в целом выглядят так же, как и рассматриваемый временной ряд (за исключением фактора случайности);
- 2) прогнозное значение представляет собой среднее

(ожидаемое) оцениваемого процесса за рассматриваемый период времени или момент времени;

3) стандартная ошибка прогноза - это стандартное отклонение всех возможных (допустимых) будущих значений в рассматриваемый момент времени (период времени);

4) границы прогноза находятся выше и ниже прогнозируемого значения так, что можно утверждать с вероятностью, например 95%, что будущие значения уложатся в указанные границы прогноза. Это предполагает, что временной ряд и в дальнейшем будет вести себя подобно оцениваемому процессу.

Общий вид моделей авторегрессии и скользящего среднего в момент времени t (ARMA) и авторегрессионного интегрированного скользящего среднего в разностной форме (ARIMA) выглядит следующим образом:

$$y_t^{(j)} = C^{(j)} + \sum_{i=1}^R p_i^{(j)} y_{t-i}^{(j)} - \sum_{l=1}^M q_l^{(j)} \varepsilon_{t-l}^{(j)} + \varepsilon_t;$$

$$y_t^{(j)} - y_{t-1}^{(j)} = C^{(j)} + \sum_{i=1}^R p_i^{(j)} (y_{t-i}^{(j)} - y_{t-i-1}^{(j)}) - \sum_{l=1}^M q_l^{(j)} \varepsilon_{t-l}^{(j)} + \varepsilon_t,$$

где $C^{(j)}$ - константа;

$p_i^{(j)}$ - коэффициент авторегрессии i -го порядка, $i = 1 \div R$;

$y_{t-i}^{(j)}$ - предыдущее значение данных;

$q_l^{(j)}$ - коэффициент скользящего среднего l -го порядка, $l = 1 \div M$;

$\varepsilon_{t-l}^{(j)}$ - значение предыдущей случайной компоненты;

ε_t - значение случайной компоненты в момент времени t ;

j - номер экономического индикатора.

Для реализации задачи прогнозирования основных индикаторов экономического развития региона рассмотрены *два варианта* моделирования временных рядов при помощи модуля «Time Series/Forecasting» ППП STATA-TISTICA.

Для *первого варианта* был применен процесс авторегрессии и скользящего среднего (ARMA), который «запоминает» как свое предыдущее состояние, так и случайную компоненту предыдущего состояния, то есть память сочетает в себе процесс авторегрессии с улучшенной краткосрочной памятью. Полученные модели ARMA имеют следующий вид:

1) Производство товаров - модель (1,1,1):

$$y_t^{(1)} = -0,656 y_{t-1}^{(1)} + 0,073 \varepsilon_{t-1}^{(1)} + \varepsilon_t.$$

В качестве примера приведем интерпретацию оценок вышеприведенной модели ARMA. В соответствии с этой моделью за год темп роста производства товаров в сопоставимых ценах по отношению к предыдущему периоду изменяется на небольшую величину, поскольку значение данных за каждый год определяется с учетом уровня предыдущего года. Точнее говоря, чтобы найти прогнозное значение за каждый год (t), необходимо передвинуть текущий ($t-1$) цепной темп роста производства товаров на (1-0,656) - 34,4% по направлению к долгосрочному среднему значению ряда, затем увеличить предыдущий слу-

чайный шум (случайную компоненту) на 7,3% и, наконец, добавить новый случайный шум.

2) Производство услуг - модель (3,1,0):

$$y_t^{(2)} = -0,797 y_{t-1}^{(2)} - 0,483 y_{t-2}^{(2)} + 0,107 y_{t-3}^{(2)} + \varepsilon_t.$$

Для определения прогнозируемого значения необходимо от 10,7% значения периода убавить 79,7% значения периода за $t-1$ и 48,3% значения периода за $t-2$, а также добавить новый случайный шум.

Интерпретация нижеприведенных моделей проводится аналогичным образом.

3) Производство рыночных услуг - модель (3,1,0):

$$y_t^{(3)} = -0,794 y_{t-1}^{(3)} - 0,692 y_{t-2}^{(3)} + 0,073 y_{t-3}^{(3)} + \varepsilon_t.$$

4) Производство нерыночных услуг - модель (3,1,0):

$$y_t^{(4)} = -0,132 y_{t-1}^{(4)} - 0,650 y_{t-2}^{(4)} + 0,001 y_{t-3}^{(4)} + \varepsilon_t.$$

5) Производство валового регионального продукта - модель (3,1,0):

$$y_t^{(5)} = -0,600 y_{t-1}^{(5)} + 0,032 y_{t-2}^{(5)} + 0,247 y_{t-3}^{(5)} + \varepsilon_t.$$

6) Производство промышленной продукции - модель (2,1,1):

$$y_t^{(6)} = -0,719 y_{t-1}^{(6)} - 0,288 y_{t-2}^{(6)} + 0,011 \varepsilon_{t-1}^{(6)} + \varepsilon_t.$$

7) Производство сельскохозяйственной продукции - модель (3,1,1):

$$y_t^{(7)} = 0,058 y_{t-1}^{(7)} - 0,026 y_{t-2}^{(7)} + 0,331 y_{t-3}^{(7)} - 0,363 \varepsilon_{t-1}^{(7)} + \varepsilon_t.$$

8) Производство строительной продукции - модель (2,0,0):

$$y_t^{(8)} = 0,395 y_{t-1}^{(8)} + 0,571 y_{t-2}^{(8)} + \varepsilon_t.$$

Все параметры моделей статистически значимы, о чем свидетельствуют данные таблицы 1. Графики рассматриваемых временных моделей приведены на рис. 3-10.

Таблица 1

Статистические критерии оценки параметров моделей ARMA

Параметр	Значение параметра	Асимптотическая стандартная ошибка	Значение t -критерия	Уровень значимости
<i>Производство товаров - модель (1,1,1)</i>				
p(1)	-0,656	0,299	-2,193	0,053
q(1)	-0,073	0,033	-2,193	0,053
<i>Производство услуг - модель (3,1,0)</i>				
p(1)	-0,797	0,376	-2,122	0,063
p(2)	-0,483	0,429	-1,127	0,289

Окончание таблицы 3

Параметр	Значение параметра	Асимптотическая стандартная ошибка	Значение t -критерия	Уровень значимости
p(3)	0,107	0,357	0,299	0,771
<i>Производство рыночных услуг - модель (3,1,0)</i>				
p(1)	-0,794	0,415	-1,914	0,088
p(2)	-0,692	0,403	-1,717	0,120
p(3)	0,073	0,385	0,190	0,854
<i>Производство нерыночных услуг - модель (3,1,0)</i>				
p(1)	-0,132	0,366	-0,361	0,726
p(2)	-0,650	0,290	-2,239	0,052
p(3)	0,001	0,441	0,002	0,998
<i>Производство валового регионального продукта - модель (3,1,0)</i>				
p(1)	-0,600	0,370	-1,623	0,139
p(2)	0,032	0,418	0,076	0,941
p(3)	0,247	0,356	0,693	0,506
<i>Производство промышленной продукции - модель (2,1,1)</i>				
p(1)	-0,719	0,741	-0,971	0,357
p(2)	-0,288	0,594	-0,485	0,639
q(1)	-0,011	0,704	-0,015	0,988
<i>Производство сельскохозяйственной продукции - модель (3,1,1)</i>				
p(1)	0,058	1,329	0,044	0,966
p(2)	-0,026	0,640	-0,041	0,968
p(3)	0,331	0,426	0,776	0,460
q(1)	0,363	1,406	0,258	0,803
<i>Производство строительной продукции - модель (2,0,0)</i>				
p(1)	0,395	0,315	1,257	0,235
p(2)	0,571	0,314	1,817	0,097

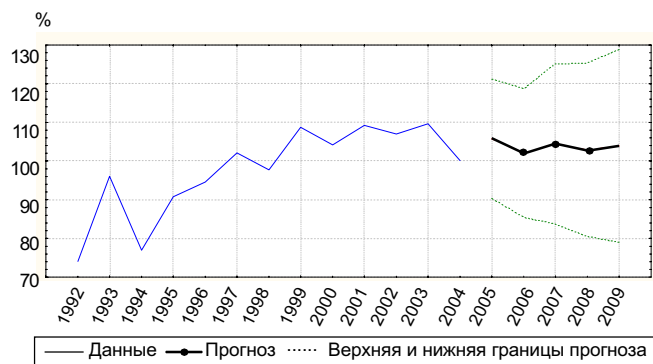


Рис. 3. Модель ARMA (1,1,1) для цепного темпа роста производства товаров

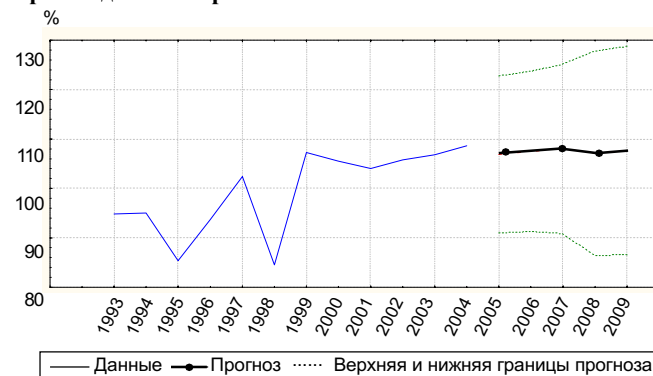


Рис. 4. Модель ARMA (3,1,0) для цепного темпа роста производства услуг

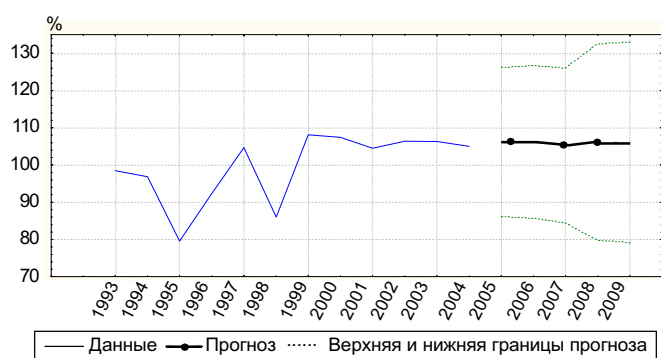


Рис. 5. Модель ARMA (3,1,0) для цепного темпа роста производства рыночных услуг

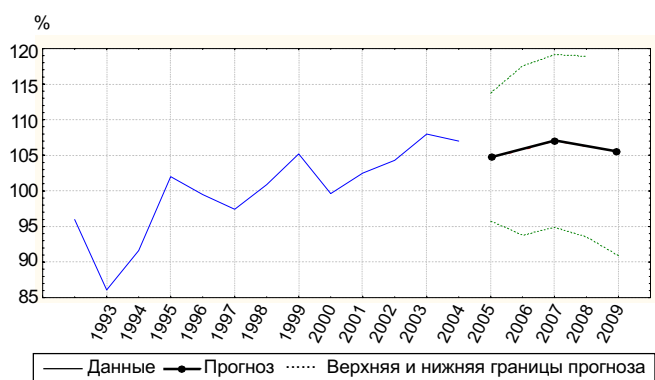


Рис. 6. Модель ARMA (3,1,0) для цепного темпа роста производства нерыночных услуг

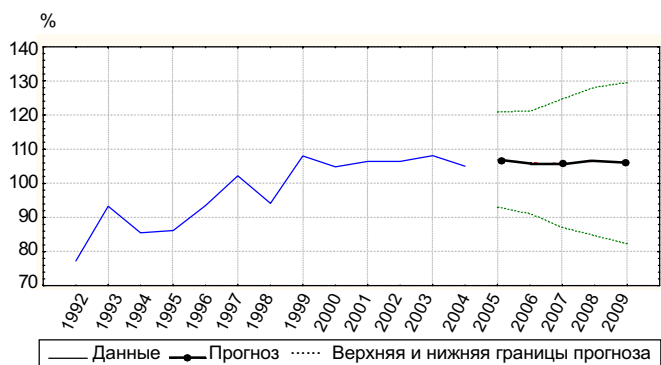


Рис. 7. Модель ARMA (3,1,0) для цепного темпа роста производства ВРП

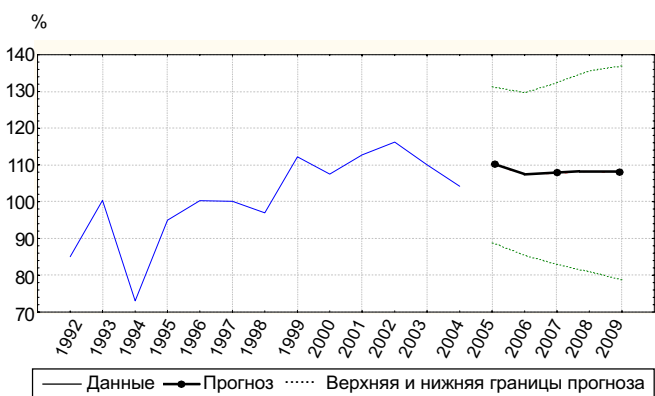


Рис. 8. Модель ARMA (2,1,1) для цепного темпа роста производства промышленной продукции

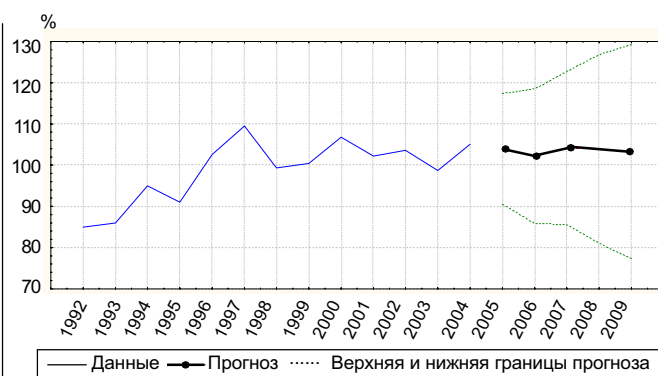


Рис. 9. Модель ARMA (3,1,1) для цепного темпа роста производства сельскохозяйственной продукции

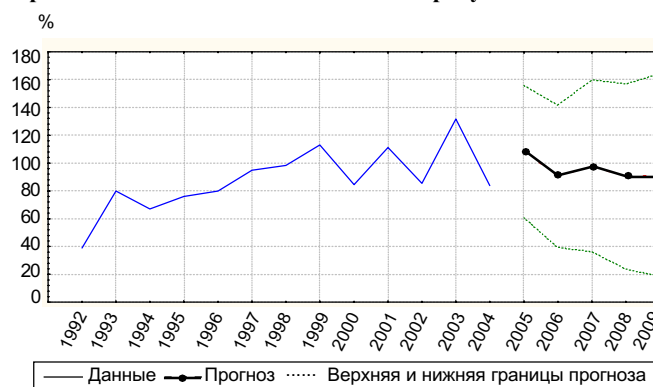


Рис. 10. Модель ARMA (2,0,0) для цепного темпа роста производства строительной продукции

На рис. 11 приведены прогнозные значения цепных темпов роста вышеперечисленных экономических показателей. Прогнозы почти у всех рассматриваемых индикаторов (кроме производства строительной продукции) схожие, не противоречащие друг другу с экономической точки зрения. Так, например, тенденция изменения валового регионального продукта зависит от развития производства товаров и услуг в целом, развития отраслей промышленности, сельского хозяйства и строительства. А тенденция производства услуг зависит от тенденции производства рыночных и нерыночных услуг.

Временной ряд, характеризующий цепные темпы роста производства строительной продукции за 1992-2004 гг., претерпевал значительные «скачки» в ту или иную сторону, что говорит о нестабильности его развития. Это связано, на наш взгляд, в первую очередь с нерегулярной инвестиционной деятельностью в сфере строительства. Например, если в 2001 г. темп роста по сравнению с предыдущим годом составил 111,2%, то в 2002 г. - всего 85,4%, а в 2003 г. - 131,6% и т. д. (см. рис. 10). В связи с этим ожидается, что прогноз данного показателя продолжит свое циклическое и нерегулярное поведение (именно это является аргументом того, что границы прогноза весьма широки - 95%).

Общая картина моделирования цепных темпов роста основных индикаторов экономического развития при помощи моделей ARMA такова: прогноз постепенно продвигается от последнего значения ряда в направлении долгосрочного среднего значения. В среднем ожидается, что ряд

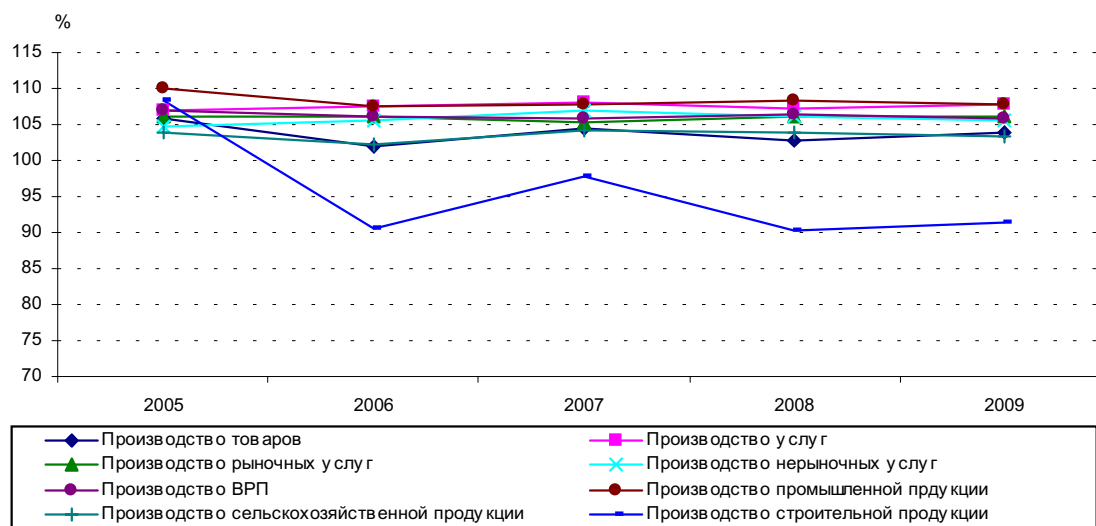


Рис. 11. Прогнозные значения цепных темпов роста экономических региональных индикаторов (по оценкам моделей ARMA)

постепенно «забудет» о своем пребывании выше или ниже долгосрочного среднего значения и в конце концов к нему «вернется».

Построенные выше модели ARMA предусматривают сохранение сложившихся пропорций и тенденций, происходящих в экономике региона за 1992-2004 гг., то есть развитие Республики Бурятия по-прежнему будет опираться на внутрирегиональные резервы, государственная поддержка будет ориентирована на сохранение инерционности сложившихся экономических и социальных процессов, экономическая структура не будет претерпевать существенных изменений. Предпосылкой данного прогноза является отсутствие каких-либо кардинальных изменений структурного, институционального и технологического характера. Все это в целом оставит на нынешнем уровне конкурентоспособность Республики Бурятия и обусловит монотонное увеличение степени зависимости республиканского бюджета и бюджетов муниципальных образований от внешних заимствований и федеральной поддержки.

Второй вариант прогнозирования предусматривает построение моделей цепных темпов роста основных экономических региональных индикаторов при помощи процесса авторегрессионного интегрированного скользящего среднего в разностной форме (ARIMA), суть которого заключается в прогнозировании изменений ARMA-модели для разностей. Такие прогнозы ввиду нестационарности могут проявлять тенденцию к росту (или снижению), а границы прогнозов по мере развития будут в дальнейшем расширяться.

ARIMA-модель в разностной форме полезна в тех ситуациях, когда нет тенденции возврата к долгосрочному среднему значению (например, индекс потребительских цен, валовой региональный продукт и т. д.).

Модель ARIMA - процесс, представляющий собой линейную функцию предыдущего изменения минус предыдущую случайную компоненту и плюс независимую случайную компоненту в момент времени t . Этот процесс

«помнит», где он находится, как он попал в это состояние, и «помнит» элементы предыдущей случайной компоненты [4, с. 785].

Построенные ARIMA-модели в разностной форме цепных темпов роста основных индикаторов экономического развития имеют следующий вид:

1) Производство товаров - модель (1,0,1):

$$y_t^{(1)} - y_{t-1}^{(1)} = 2,106 - 0,614(y_{t-1}^{(1)} - y_{t-2}^{(1)}) - 0,353\varepsilon_{t-1}^{(1)} + \varepsilon_t^{(1)}.$$

В соответствии с вышеприведенной моделью в момент времени t изменение значений «соседних» темпов роста производства товаров ($y_t - y_{t-1}$) состоит из константы (2,106) минус 61,4% предыдущего значения ($y_{t-1} - y_{t-2}$) плюс новый случайный шум (случайная компонента) и минус 35,3% предыдущего случайного шума.

Нижеприведенные модели интерпретируются аналогичным образом.

2) Производство услуг - модель (1,0,1):

$$y_t^{(2)} - y_{t-1}^{(2)} = -0,364(y_{t-1}^{(2)} - y_{t-2}^{(2)}) - 0,435\varepsilon_{t-1}^{(2)} + \varepsilon_t^{(2)}.$$

3) Производство рыночных услуг - модель (1,0,2):

$$y_t^{(3)} - y_{t-1}^{(3)} = -0,595(y_{t-1}^{(3)} - y_{t-2}^{(3)}) + 0,095\varepsilon_{t-1}^{(3)} - 0,446\varepsilon_{t-2}^{(3)} + \varepsilon_t^{(3)}.$$

4) Производство нерыночных услуг - модель (1,0,2):

$$y_t^{(4)} - y_{t-1}^{(4)} = -0,479(y_{t-1}^{(4)} - y_{t-2}^{(4)}) + 0,349\varepsilon_{t-1}^{(4)} - 0,595\varepsilon_{t-2}^{(4)} + \varepsilon_t^{(4)}.$$

5) Производство валового регионального продукта - модель (2,0,1):

$$y_t^{(5)} - y_{t-1}^{(5)} = 0,330(y_{t-1}^{(5)} - y_{t-2}^{(5)}) + 0,589(y_{t-2}^{(5)} - y_{t-3}^{(5)}) - 0,849\varepsilon_{t-1}^{(5)} + \varepsilon_t^{(5)}.$$

6) Производство промышленной продукции - модель (2,0,1):

$$y_t^{(6)} - y_{t-1}^{(6)} = -0,716(y_{t-1}^{(6)} - y_{t-2}^{(6)}) - 0,261(y_{t-2}^{(6)} - y_{t-3}^{(6)}) - 0,045\varepsilon_{t-1}^{(6)} + \varepsilon_t.$$

7) Производство сельскохозяйственной продукции - модель (1,0,2):

$$y_t^{(7)} - y_{t-1}^{(7)} = 1,409 - 0,226(y_{t-1}^{(7)} - y_{t-2}^{(7)}) - 0,355\varepsilon_{t-1}^{(7)} - 0,612\varepsilon_{t-2}^{(7)} + \varepsilon_t.$$

8) Производство строительной продукции - модель (1,0,2):

$$y_t^{(8)} - y_{t-1}^{(8)} = 4,323 - 0,707(y_{t-1}^{(8)} - y_{t-2}^{(8)}) - 0,464\varepsilon_{t-1}^{(8)} + 0,049\varepsilon_{t-2}^{(8)} + \varepsilon_t.$$

Все коэффициенты моделей статистически значимы при уровне значимости $\alpha=0,05$ (см. таблицу 2). Графики построенных моделей приведены на рис. 12-19.

Таблица 2

Статистические критерии оценки параметров моделей ARIMA в разностной форме

Параметр	Значение параметра	Асимптотическая стандартная ошибка	Значение t-критерия	Уровень значимости
<i>Производство товаров - модель (1,0,1)</i>				
C	2,106	1,099	1,916	0,088
p(1)	-0,614	0,281	-2,184	0,057
q(1)	0,353	0,463	0,763	0,465
<i>Производство услуг - модель (1,0,1)</i>				
p(1)	-0,364	0,363	-1,00	0,339
q(1)	0,435	0,274	1,588	0,143
<i>Производство рыночных услуг - модель (1,0,2)</i>				
p(1)	-0,595	0,720	-0,827	0,430
q(1)	-0,095	0,637	-0,149	0,885
q(2)	0,446	0,382	1,165	0,274
<i>Производство нерыночных услуг - модель (1,0,2)</i>				
p(1)	-0,479	0,503	-0,953	0,365
q(1)	-0,349	0,325	-1,074	0,311
q(2)	0,595	0,320	1,860	0,096
<i>Производство валового регионального продукта - модель (2,0,1)</i>				
p(1)	0,330	0,417	0,793	0,448
p(2)	0,589	0,298	1,978	0,079
q(1)	0,849	0,429	1,976	0,079
<i>Производство промышленной продукции - модель (2,0,1)</i>				
p(1)	-0,716	0,678	-1,056	0,318
p(2)	-0,261	0,495	-0,526	0,611
q(1)	0,045	0,649	0,070	0,946

Окончание таблицы 2

Параметр	Значение параметра	Асимптотическая стандартная ошибка	Значение t-критерия	Уровень значимости
<i>Производство сельскохозяйственной продукции - модель (1,0,2)</i>				
C	1,409	0,626	2,252	0,054
p(1)	-0,226	0,551	-0,410	0,692
q(1)	0,355	0,552	0,642	0,539
q(2)	0,612	0,465	1,315	0,225
<i>Производство строительной продукции - модель (1,0,2)</i>				
C	4,323	2,051	2,108	0,068
p(1)	-0,707	0,429	-1,648	0,138
q(1)	0,464	0,792	0,586	0,574
q(2)	-0,049	0,719	-0,069	0,947



Рис. 12. Модель ARIMA (1,0,1) для цепного темпа роста производства товаров



Рис. 13. Модель ARIMA (1,0,1) для цепного темпа роста производства услуг



Рис. 14. Модель ARIMA (1,0,2) для цепного темпа роста производства рыночных услуг

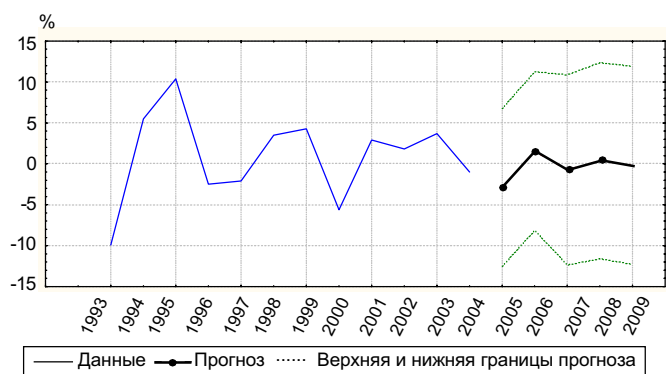


Рис. 15. Модель ARIMA (1,0,2) для цепного темпа роста производства нерыночных услуг

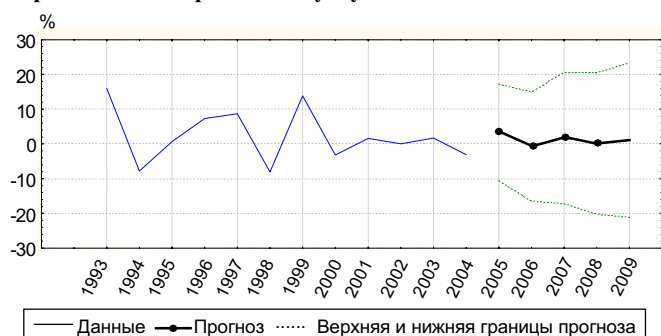


Рис. 16. Модель ARIMA (2,0,1) для цепного темпа роста производства ВРП

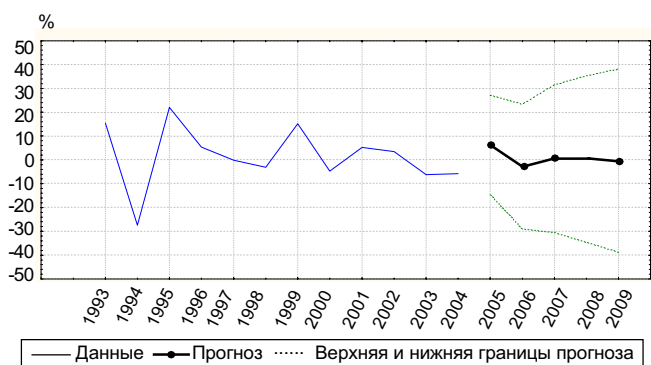


Рис. 17. Модель ARIMA (2,0,1) для цепного темпа роста производства промышленной продукции

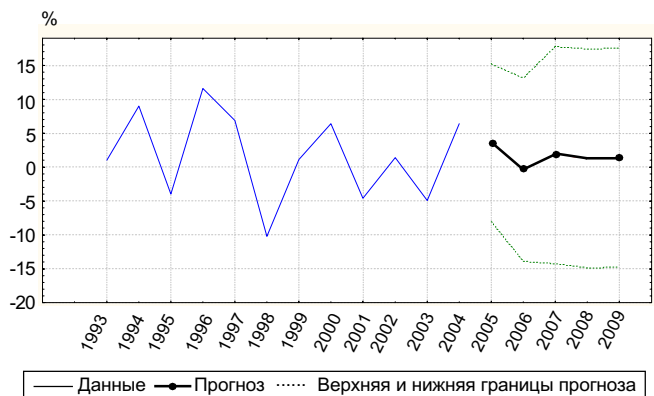


Рис. 18. Модель ARIMA (1,0,2) для цепного темпа роста производства сельскохозяйственной продукции



Рис. 19. Модель ARIMA (1,0,2) для цепного темпа роста производства строительной продукции

Схожесть тенденций рассматриваемых временных рядов показана на рис. 20. Различия между показателями по мере развития постепенно снижаются. Ввиду того, что производство строительной продукции в своем развитии было весьма нестабильным, его тенденция в ближайшем будущем сохранит свою нерегулярность и цикличность.

Итак, при помощи ARIMA-процессов Бокса-Дженкин-

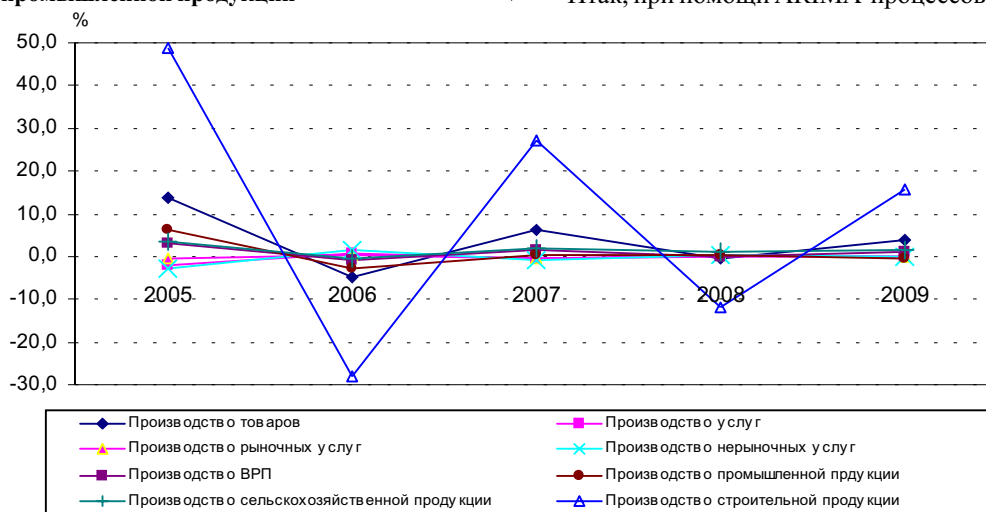


Рис. 20. Прогнозные значения цепных темпов роста экономических региональных индикаторов (по оценкам моделей ARIMA в разностной форме)

Литература

1. Баканов М.И., Шеремет А.Д. Теория экономического анализа. - М., 1993.
2. Новоселов Ю.А. Социально-экономическое прогнозирование. - Новосибирск, 2000.
3. Фатхутдинов Р.А. Конкурентоспособность организации в условиях кризиса. - М., 2002.
4. Сигел Эндрю. Практическая бизнес-статистика: Пер. с англ. - М.: Издательский дом «Вильямс», 2002. - 1056 с.

са были получены модели прогноза - временные ряды данных, похожих на исходные данные, с теми же типами нерегулярности, гладкости и циклического поведения.

Построенный среднесрочный прогноз основных региональных индикаторов необходим для анализа экономической ситуации в регионе, позволяющего принять правильные управленческие решения в области региональной политики.

МОДЕЛИРОВАНИЕ ПРОИЗВОДСТВА ВАЛОВОГО РЕГИОНАЛЬНОГО ПРОДУКТА В ЗОНЕ СЕВЕРА И НЕСЕВЕРНОЙ ЧАСТИ РОССИИ

С.В. Баранов, канд. физ.-мат. наук,

Т.П. Скуфына, канд. экон. наук,

Институт экономических проблем Кольского научного центра РАН

В соответствии с постулатами экономической науки «стабильность процессов расширенного воспроизводства в экономике страны и накопление общественного богатства обеспечивается за счет соответствующих объемов инвестиций, эффективного использования труда и потребляемых ресурсов» [1, с. 55-64]. Это утверждение справедливо не только в отношении оценки и управления экономическим благосостоянием страны в целом, но и каждого отдельного ее региона. Варьирование будущих управленческих решений, предлагаемых Правительству, должно базироваться на соответствующем теоретическом обеспечении, основанном на анализе составляющих производственных процессов в регионах РФ. Продуктивное решение этой задачи возможно на основе моделирования экономических процессов в регионах при помощи производственных функций.

Применение эконометрического моделирования региональных процессов, в том числе производства ВРП, в современных российских исследованиях чрезвычайно мало распространено. Полагаем, что это обусловлено объективным ограничением - недостаточностью временного ряда для исследования. В этой связи актуализируется решение методической задачи преодоления данного ограничения.

Безальтернативность природных ресурсов Севера для национальной экономики¹ предопределяет необходимость выделения субъектов РФ, расположенных на этих территориях, в качестве особого объекта анализа. Это позволит при разработке управленческих решений учесть наличие особых северных факторов (преимущественно добывающая специализация экономики, повышенные издержки функционирования экономики и социальной сферы,

транспортная периферийность, экстремальные природно-климатические условия и т. д.), определяющих специфику экономических процессов на этих территориях.

Методика исследований

Классический подход к моделированию производственных процессов с помощью производственных функций (ПФ) состоит в использовании динамических рядов исследуемой экономической системы, характеризующих выпуск продукции в виде годовых объемов производства и затрачиваемые ресурсы (труд и капитал) для оценивания параметров ПФ [2]. Сама ПФ выражает зависимость результата производства от затрат ресурсов. Показательная ПФ имеет вид:

$$X(t) = A \times K(t)^p L(t)^q, \quad (1)$$

где $X(t)$ - выпуск продукции за год t ;

$K(t)$ - капитал (стоимость основных фондов) за год t ;

$L(t)$ - труд (количество занятых в исследуемой системе) за год t .

Остальные переменные (A , p и q) являются оцениваемыми параметрами и при логарифмировании соотношения (1) могут быть определены методом наименьших квадратов. При этом A всегда больше нуля и называется коэффициентом нейтрального технического прогресса [при постоянных p и q выпуск в точке (K, L) тем больше, чем больше A]; p - эластичность² по фондам; q - эластичность по труду.

Имея достаточные по длине динамические ряды, можно с помощью (1) связать выпуск продукции, капитал и труд.

При моделировании региональных производственных процессов в качестве экономической системы будем рассматривать регион. За годовой выпуск примем ВРП, за

¹ Это обусловлено тем, что в зоне Севера сконцентрирована большая часть общероссийских запасов полезных ископаемых: золота - 40%, нефти - 60, газа, хрома, марганца - 90, платиновых металлов - 47, коренных алмазов - 100, угля, никеля, меди, сурьмы, кобальта, олова, вольфрама, ртути, флогопита, апатита - 60-100%. Регионы Севера обеспечивают почти 60% валютных поступлений РФ.

² Экономический смысл эластичности заключается в том, что при увеличении соответствующего фактора на 1% результат увеличится на количество процентов, равных значению эластичности.

капитал - стоимость основных фондов отраслей экономики региона, а за труд - среднегодовую численность занятых в экономике. Однако в РФ ВРП субъектов рассчитывается только с 1994 г., а по автономным округам (АО) - с 2000 г. Задержка в опубликовании данных по ВРП Росстатом составляет два года, то есть в 2006 г. в распоряжении исследователя имеются данные о ВРП субъектов РФ (без выделения АО) лишь за 10 лет, а по регионам зоны Севера (с выделением АО) - за четыре года. Таким образом, на настоящий момент времени оценка параметров ПФ (1) для субъектов РФ является сомнительной, а для регионов зоны Севера - невозможной.

Для преодоления указанных ограничений предлагается оценивать параметры ПФ не по динамическим рядам данных, а по региональным. Тогда ПФ (1) принимает вид:

$$X(r) = A \times K(r)^p L(r)^q, \quad (2)$$

где r обозначает регион, остальные переменные имеют такой же смысл, как и в формуле (1).

ПФ (2) уже описывает не поведение изучаемой системы в разные моменты времени, а поведение набора систем (регионов) в один и тот же момент времени. Число регионов в РФ достаточно для оценки параметров (2) методом наименьших квадратов.

Для применения ПФ (2) необходимо сделать упрощающие предпосылки и выдвинуть гипотезы. Будем считать, что экономика всех субъектов РФ функционирует в одном правовом поле и по одним и тем же принципам. Также будем считать, что с точки зрения производства ВРП, экономики регионов внутри одной региональной группы отличаются лишь количеством основных фондов и труда. Последняя гипотеза проверяется при оценивании параметров ПФ (2). При этом возможны три случая, приводящие к различной интерпретации.

Первый случай. При оценивании параметров ПФ (2) получилось следующее: малое значение коэффициента детерминации, большая ошибка аппроксимации и условия F -критерия не выполнены. Это означает, что модель производства ВРП в виде ПФ (2) не соответствует данным региональной статистики и, следовательно, гипотеза о том, что ВРП регионов внутри региональной группы зависит лишь от труда и капитала, неверна.

Второй случай. ПФ (2) достаточно хорошо согласуется с региональными данными и оцененные значения параметров лежат в допустимых пределах, то есть $p > 0, q < 1$. В этом случае ПФ (2) является неоклассической [3, с. 15] и производство ВРП в изучаемой региональной группе удовлетворяет следующим условиям:

- с ростом ресурсов выпуск ВРП растет ($\frac{\partial X}{\partial K} = p \frac{X}{K} > 0$,

$$\frac{\partial X}{\partial L} = q \frac{X}{L} > 0);$$

- с ростом затрат ресурса предельная отдача (частная производная выпуска по ресурсу) падает, то есть при увеличении количества вовлекаемого в производство ресурс-

са скорость роста выпуска ВРП уменьшается;

- если $p > q$, то рост выпуска ВРП является трудосберегающим (интенсивным), если $p < q$, то - фондосберегающим (экстенсивным);

- при $p + q > 1$ ВРП растет быстрее, чем в среднем растут капитал и труд, то есть ПФ описывает растущую экономику, в противном случае - стагнирующую; значение этой суммы является количественной характеристикой экономического роста.

Третий случай. ПФ (2) достаточно хорошо согласуется с региональными данными, но оцененные значения параметров выходят за допустимые пределы.

Либо $p < 0$, либо $q < 0$ - с ростом либо капитала, либо труда выпуск ВРП падает. Это означает, что в региональной группе имеет место тенденция, когда меньшие ресурсы приводят к большему выпуску ВРП. Это свойство характерно для региональных групп, в которых регионы с меньшим количеством населения производят больший ВРП (в удельном исчислении). В следующем разделе будет показано, что экономика зоны Севера обладает такой особенностью, обусловленной наличием добывающих регионов, которые обладают меньшим населением, но производят больший ВРП.

Либо $p > 1$, либо $q > 1$ - с ростом затрат либо капитала, либо труда предельная отдача растет (при увеличении количества вовлекаемого в производство ресурса скорость роста выпуска ВРП увеличивается). Полагаем, что это свойство характеризует неустановившуюся (переходную) экономику или экономику, выходящую из кризиса.

При соответствии модели реальным данным оценить влияние труда и капитала на производство ВРП можно, рассчитав удельный вес соответствующих эластичностей: $p \times 100\% / (p+q)$, $q \times 100\% / (p+q)$. Из двух региональных групп более интенсивную (более экстенсивную) экономику имеет та из них, у которой удельный вес эластичности по капиталу больше (меньше). Таким образом, оценив параметры ПФ (2) за различные годы, мы можем охарактеризовать динамику производства ВРП в РФ в зависимости от основных фондов и количества занятых в экономике.

Объекты исследования

Объектами исследования являются три региональные группы:

- все 79 субъектов РФ (без выделения АО), за исключением Чеченской Республики по причине отсутствия данных;

- 15 регионов зоны Севера (без выделения АО из тех регионов, которые полностью расположены в зоне Севера): Мурманская область, Республика Карелия, Архангельская область (в том числе Ненецкий АО), Республика Саха (Якутия), Чукотский АО, Камчатская область (в том числе Корякский АО), Сахалинская область, Магаданская область, Ямало-Ненецкий АО, Ханты-Мансийский АО - Югра, Республика Коми, Коми-Пермяцкий АО, Таймырский (Долгано-Ненецкий) АО, Эвенкийский АО, Республика Тыва³;

³ Подробнее о выделении регионов зоны Севера для целей межрегиональных сопоставлений см. [4, с. 36-38].

- 68 субъектов России - РФ без зоны Севера.

В работе использованы следующие данные Росстата [5, 6, 7, 8]: ВРП субъектов РФ (без выделения АО) за 1995-2003 гг.; ВРП 15 регионов Севера за 2000-2003 гг.; стоимость основных фондов отраслей экономики (на конец года; по полной учетной стоимости); среднегодовая численность занятых в экономике за 1995-2003 гг.

Результаты моделирования производства ВРП во всей РФ, зоне Севера и несеверной части РФ

В этом разделе представлены результаты моделирования производства ВРП во всей РФ, регионах зоны Севера и РФ без зоны Севера за период 1995-2003 гг.

Таблицы 1, 3 и 8 содержат параметры ПФ (2) и статистики, характеризующие соответствие модели исходным данным для всей РФ, зоны Севера и РФ без зоны Севера соответственно. Все значения округлены до второго знака после запятой. Параметры A , p и q оценивались методом наименьших квадратов после предварительного логарифмирования выражения (2). Для оценки соответствия модели исходным данным применялись следующие статистики (обозначения в скобках соответствуют заголовкам столбцов таблиц):

- коэффициент детерминации (R^2);
- значение F -статистики (F) для проверки, что все коэффициенты регрессии, кроме постоянного члена, равны нулю (регрессия не значима);
- вероятность ($Pval$), с которой регрессия не значима;
- сумма квадратов остатков ($SRes$), деленная на число степеней свободы (количество наблюдений минус число оцениваемых параметров), рассчитанная по логарифмированным значениям;
- средняя ошибка аппроксимации⁴ ($AppErr$, в процентах), рассчитанная по исходным (без логарифмирования) данным.

Согласно таблицам 1, 3, 8, для всех трех региональных групп уравнение регрессии значимо: значение коэффициента детерминации (R^2) не меньше 0,9 и соответствующая вероятность ($Pval$) равна 0. Степень соответствия модели исходным данным приемлемая: для всей РФ ошибка аппроксимации ($AppErr$) не превышает 24,03% (2000 г.), для зоны Севера - 26,08% (2003 г.), а для РФ без зоны Севера - 22,74% (2000 г.). Таким образом, ПФ (2) с параметрами, приведенными в таблицах 1, 3, 8, можно формально принять за модель производства ВРП в соответствующих региональных группах.

Анализ результатов моделирования производства ВРП для всей РФ (см. таблицу 1) показывает, что за исключением 1999 г. параметры p и q лежат в интервале от 0 до 1 и, следовательно, ПФ (2) является неоклассической (случай 2). В 1999 г. значение параметра p было больше 1 и равнялось 1,07. Вероятно, такое значение параметра обусловле-

Таблица 1

Оцененные параметры ПФ (2) и характеристики степени соответствия модели для всей РФ

Год	A	p	q	R^2	F	$Pval$	$Sres$	$AppErr$, в %
1995	0,11	0,97	0,17	0,96	895,50	0,00	0,05	17,60
1996	0,14	0,84	0,27	0,95	687,67	0,00	0,07	18,94
1997	0,31	0,71	0,41	0,93	535,95	0,00	0,08	20,93
1998	0,22	0,72	0,45	0,93	471,50	0,00	0,09	23,15
1999	0,07	1,07	0,06	0,94	560,01	0,00	0,08	21,20
2000	0,28	0,86	0,25	0,91	389,87	0,00	0,11	24,03
2001	0,43	0,86	0,20	0,93	493,34	0,00	0,09	21,12
2002	0,36	0,92	0,13	0,94	572,50	0,00	0,08	19,42
2003	0,30	0,96	0,07	0,94	562,78	0,00	0,08	18,99

Таблица 2

Влияние основных фондов по отраслям экономики и количества занятых в экономике на производство ВРП для всей РФ за 1995-2003 гг.

Год	p	q	$p+q$	$p/(p+q)$, в %	$q/(p+q)$, в %
1995	0,97	0,17	1,14	84,75	15,25
1996	0,84	0,27	1,11	75,29	24,71
1997	0,71	0,41	1,12	63,20	36,80
1998	0,72	0,45	1,17	61,57	38,43
1999	1,07	0,06	1,13	94,35	5,65
2000	0,86	0,25	1,11	77,40	22,60
2001	0,86	0,20	1,07	80,89	19,11
2002	0,92	0,13	1,05	87,52	12,48
2003	0,96	0,07	1,03	93,26	6,74

но выходом экономики РФ из кризиса 1998 г.

За 1995-2003 гг. эластичность по фондам (p) была больше, чем эластичность по труду (q), следовательно, выпуск ВРП в анализируемом периоде являлся трудосберегающим (интенсивным). Эластичность по фондам (p) разбивает анализируемый период на три подпериода: с 1995 по 1997 г. наблюдалось уменьшение значений этого параметра, затем в 1999 г. - скачок до максимального значения (1,07), падение и последующий рост.

Иную динамику за 1995-2003 гг. демонстрировали значения эластичности по труду (q): с 1995 по 1998 г. наблюдался рост, в 1999 г. - скачок (падение в 7,5 раза до 0,06), рост и устойчивое снижение до 0,07.

На протяжении всего периода 1995-2003 гг. сумма эластичностей по фондам и труду ($p+q$) для всей РФ (см. таблицу 2) была больше 1, то есть в рассматриваемом периоде ВРП рос быстрее, чем в среднем росли труд и капитал. Таким образом, за 1995-2003 гг. ПФ (2), построенная для всей РФ, описывает растущую экономику.

⁴ Средняя ошибка аппроксимации определяется следующим образом: $AppErr = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left| \frac{y_i - y_i'}{y_i} \right| \times 100\%$, где y - вектор исходных данных; N - число наблюдений; y' - вектор значений, рассчитанных по модели.

Рассмотрим влияние основных фондов и труда на производство ВРП за 1995-2003 гг. для всей РФ (см. таблицу 2). В рассматриваемом периоде влияние капитала на производство ВРП было существенно больше, чем влияние труда: влияние капитала было не меньше 61,57%, а труда - не больше 38,43% (1998 г.).

Перейдем к рассмотрению производства ВРП за 2000-2003 гг. в регионах зоны Севера (см. таблицу 3). В отличие от всей РФ параметры p и q ПФ (2), построенной для зоны Севера, не лежат в интервале от 0 до 1 и, значит, ПФ не является неоклассической (случай 3). В 2000, 2001 гг. значения эластичности по основным фондам (p) были больше 1, то есть в тот период с ростом затрат капитала предельная отдача росла. Вероятно, что это обусловлено нестабильным процессом производства ВРП в регионах зоны Севера в посткризисный период.

Значения эластичности по труду (q) на протяжении всего рассматриваемого периода были отрицательными, то есть при увеличении количества занятых в экономике на 1% ВРП уменьшался на количество процентов, равное значению этого параметра ПФ (см. таблицу 3). Это обусловлено преимущественно добывающей ориентацией экономик северных регионов, которые не зависят от колебаний количества занятых в экономике зоны Севера, то есть регион с меньшим количеством занятых за счет добычи полезных ископаемых производит больше ВРП в абсолютном исчислении, чем регион с большим значением этого показателя.

Нет оснований считать, что выявленная особенность свидетельствует о существующей проблеме избыточности рабочих мест в регионах зоны Севера с точки зрения производства ВРП. Это является следствием определяющего вклада в производство ВРП зоны Севера небольших субъектов, добывающих полезные ископаемые, с небольшим количеством населения. Так, с 2000 по 2003 г. наибольшие объемы ВРП зоны Севера производили Ханты-Мансийский АО - Югра, Ямало-Ненецкий АО и Республика Саха (Якутия) (см. таблицу 4). При этом, например, по данным 2003 г. ВРП в относительном выражении составлял в Ханты-Мансийском АО - Югре 44,1%, Ямало-Ненецком АО - 18,91, Республике Саха (Якутии) - 7,72% при численности занятых в экономике в относительном выражении 19,89%, 7,98%, 10,63% соответственно (см. таблицы 4 и 5).

Таблица 3

Оцененные параметры ПФ (2) и характеристики степени соответствия модели для зоны Севера

Год	A	p	q	R^2	F	$Pval$	$Sres$	$AppErr$, в %
2000	0,11	1,15	-0,11	0,99	556,24	0,00	0,04	16,97
2001	0,51	1,01	-0,09	0,98	386,94	0,00	0,06	18,64
2002	0,97	0,94	-0,06	0,98	280,06	0,00	0,07	18,56
2003	0,72	0,98	-0,09	0,96	129,25	0,00	0,16	26,09

Таблица 4

Динамика и удельный вес ВРП регионов зоны Севера за 2000-2003 гг.

	2000		2001		2002		2003	
	млн. рублей	%	млн. рублей	%	млн. рублей	%	млн. рублей	%
Республика Карелия	28285,3	3,02	33773,7	2,83	41789,3	2,99	48059,3	2,79
Республика Коми	64831,3	6,92	85672,5	7,18	93147,3	6,67	113550,6	6,58
Архангельская область	62562,7	6,67	68205,9	5,71	84553,2	6,05	107607,8	6,24
Мурманская область	57441,3	6,13	57324,8	4,80	69325,4	4,96	81656,7	4,73
Коми-Пермяцкий АО	2001,9	0,21	2467,7	0,21	2902,1	0,21	3099,6	0,18
Ханты-Мансийский АО - Югра	438743,0	46,80	538308,1	45,10	589493,4	42,20	760866,2	44,10
Ямало-Ненецкий АО	126498,0	13,49	203517,6	17,05	283276,9	20,28	326295,0	18,91
Республика Тыва	3638,7	0,39	5006,6	0,42	6718,8	0,48	8277,8	0,48
Таймырский (Долгано-Ненецкий) АО	1916,8	0,20	2698,3	0,23	2760,1	0,20	2965,4	0,17
Эвенкийский АО	593,2	0,06	944,1	0,08	1554,8	0,11	1858,0	0,11
Республика Саха (Якутия)	81185,5	8,66	100730,6	8,44	114758,2	8,21	133142,6	7,72
Камчатская область	17728,3	1,89	23115,1	1,94	25857,5	1,85	29294,2	1,70
Магаданская область	12567,7	1,34	15748,4	1,32	20888,2	1,50	22979,2	1,33
Сахалинская область	35412,1	3,78	48113,6	4,03	48562,9	3,48	67443,2	3,91
Чукотский АО	4004,5	0,43	7996,2	0,67	11432,1	0,82	18381,9	1,07
Итого	937410,3	100	1193623,2	100	1397020,2	100	1725477,5	100

Отрицательная эластичность по труду для регионов зоны Севера затрудняет оценку роста экономики. Сумма эластичностей по труду и капиталу была больше 1 только в 2000 г. (см. таблицу 6). Аналогичная ситуация с оценкой

влияния на производство ВРП капитала и труда для зоны Севера.

Таким образом, из модели производства ВРП в зоне Севера необходимо исключить труд, то есть соответству-

ющая ПФ примет вид:

$$X(r) = A \times K(r)^p, \quad (3)$$

где переменные имеют такой же смысл, как и в ПФ (1)

и (2). Оценки параметров ПФ (3) и статистики, характеризующие соответствие модели исходным данным, приведены в таблице 7.

Таблица 5

Динамика и удельный вес численности занятых в экономиках регионов зоны Севера за 2000-2003 гг.

	2000		2001		2002		2003	
	тыс. человек	%	тыс. человек	%	тыс. человек	%	тыс. человек	%
Республика Карелия	343,1	8,07	339,6	7,81	342,9	7,81	353,1	7,98
Республика Коми	499,2	11,75	504,7	11,60	510,4	11,62	517,3	11,69
Архангельская область	599,1	14,10	609,3	14,01	617,7	14,07	626,0	14,15
Мурманская область	432,9	10,19	433,5	9,96	436,8	9,95	440,6	9,96
Коми-Пермяцкий АО	58,7	1,38	55,7	1,28	56,4	1,28	55,2	1,25
Ханты-Мансийский АО - Югра	792,0	18,63	868,7	19,97	878	20,00	879,8	19,89
Ямало-Ненецкий АО	312,7	7,36	319,0	7,33	330,9	7,54	353,0	7,98
Республика Тыва	99,2	2,33	100,2	2,30	100,8	2,30	103,2	2,33
Таймырский (Долгано-Ненецкий) АО	22,2	0,52	22,9	0,53	24,5	0,56	24,5	0,55
Эвенкийский АО	9,9	0,23	9,8	0,23	10,2	0,23	11,3	0,26
Республика Саха (Якутия)	471,7	11,10	473,7	10,89	474,6	10,81	470,5	10,63
Камчатская область	185,7	4,37	184,5	4,24	182,9	4,17	181,5	4,10
Магаданская область	111,2	2,62	111,8	2,57	109,8	2,50	102,3	2,31
Сахалинская область	280,0	6,59	282,3	6,49	282,6	6,44	271,8	6,14
Чукотский АО	32,7	0,77	34,8	0,80	32,3	0,74	34,2	0,77
Итого	4250,3	100	4350,5	100	4390,8	100	4424,3	100

Таблица 6

Влияние основных фондов по отраслям экономики и количества занятых в экономике на производство ВРП зоны Севера за 2000-2003 гг.

Год	p	q	$p+q$	$p/(p+q)$, в %	$q/(p+q)$, в %
2000	1,15	-0,11	1,04	110,85	-0,10
2001	1,01	-0,09	0,92	110,05	-0,08
2002	0,94	-0,06	0,88	106,64	-0,05
2003	0,98	-0,09	0,88	110,48	-0,08

Сравнение данных таблиц 3 и 7 показывает, что ПФ (3) лучше описывает производство ВРП в зоне Севера, чем ПФ (2): коэффициенты детерминации не изменились, значение F -статистики возросло, значение средней ошибки аппроксимации ($AppErr$) уменьшилось, за исключением 2000 г. [при ПФ (2) $AppErr = 16,97\%$, а при ПФ (3) $AppErr = 17,35\%$]. Таким образом, в период с 2000 по 2003 г. производство ВРП в регионах зоны Севера не зависело от количества занятых в экономике.

Таблица 7

Оцененные параметры ПФ (3) и характеристики степени соответствия модели для зоны Севера

Год	A	p	R^2	F	$Pval$	$SRes$	$AppErr$, в %
2000	0,15	1,07	0,99	1144,40	0,00	0,04	17,35
2001	0,64	0,95	0,98	809,98	0,00	0,05	18,40

Окончание таблицы 7

Год	A	p	R^2	F	$Pval$	$SRes$	$AppErr$, в %
2002	1,10	0,90	0,98	599,04	0,00	0,07	17,90
2003	0,91	0,92	0,96	276,40	0,00	0,15	25,92

Перейдем к рассмотрению производства ВРП в РФ без зоны Севера (68 субъектов РФ). Соответствующие оценки параметров ПФ (2) и показатели соответствия модели исходным данным приведены в таблице 8. Анализ результатов моделирования производства ВРП для РФ без зоны Севера показывает, что на протяжении всего исследуемого периода параметры p и q лежат в интервале от 0 до 1 и, следовательно, ПФ (2) является неоклассической (случай 2).

С 1995 по 2003 г. рост (уменьшение) значений эластичности по основным фондам (p) соответствовал уменьшению (росту) значений эластичности по труду (q) (см. рисунок). Такая динамика эластичностей характеризует смену интенсивного и экстенсивного характеров производства ВРП в несеверной части РФ. Так, в 1995 г. производство ВРП было интенсивным ($p = 0,8, q = 0,37$), с 1996 по 2002 г. - экстенсивным, а в 2003 г. - снова интенсивным.

В течение всего рассматриваемого периода ПФ (2), построенная для несеверной части РФ, описывает растущую экономику ($p+q > 1$). В отличие от всей РФ влияние капитала на производство ВРП за 1995-2003 гг. варьировалось от 23,97 до 68,08%, а влияние труда - от 31,92 до 76,03%.

Таблица 8

Оцененные параметры ПФ (2) и характеристики степени соответствия модели для РФ без зоны Севера

Год	A	p	q	R	F	$Pval$	$SRes$	$AppErr$, в %
1995	0,18	0,80	0,37	0,96	709,94	0,00	0,05	17,87
1996	0,63	0,48	0,70	0,95	675,38	0,00	0,05	17,62
1997	1,95	0,28	0,89	0,94	518,42	0,00	0,07	20,25
1998	1,14	0,34	0,88	0,95	615,59	0,00	0,06	18,80
1999	0,54	0,61	0,57	0,94	495,79	0,00	0,07	20,20
2000	3,34	0,34	0,83	0,91	336,71	0,00	0,10	22,74
2001	1,70	0,49	0,67	0,94	519,53	0,00	0,07	18,80
2002	0,66	0,67	0,51	0,96	728,36	0,00	0,05	17,08
2003	0,38	0,78	0,38	0,96	875,29	0,00	0,04	15,62

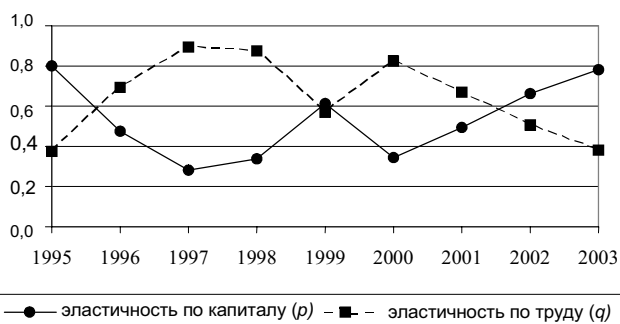
Рисунок. Динамики эластичностей по основным фондам (p) и по количеству занятых в экономике (q) для РФ без зоны Севера за 1995-2003 гг.

Таблица 9

Влияние основных фондов по отраслям экономики и количества занятых в экономике на производство ВРП для РФ без зоны Севера за 1995-2003 гг.

Год	p	q	$p+q$	$p/(p+q)$, в %	$q/(p+q)$, в %
1995	0,80	0,37	1,17	68,08	31,92
1996	0,48	0,70	1,17	40,62	59,38
1997	0,28	0,89	1,17	23,97	76,03
1998	0,34	0,88	1,22	27,92	72,08
1999	0,61	0,57	1,18	52,01	47,99
2000	0,34	0,83	1,17	29,23	70,77
2001	0,49	0,67	1,17	42,43	57,57
2002	0,67	0,51	1,17	56,77	43,23
2003	0,78	0,38	1,16	67,17	32,83

Таким образом, моделирование с помощью аппарата ПФ производства ВРП во всей РФ, зоне Севера и несеве- рной части РФ позволило установить существование меж- региональных различий в региональных производствен- ных процессах.

Выводы

В работе предложена методика применения ПФ к мо- делированию производства ВРП, позволяющая преодолеть основное ограничение применения существующих мето- дических схем к анализу региональных процессов - недо-

статочность временного ряда для исследования производ- ства ВРП в РФ.

Производственная функция, построенная для всей РФ за период 1995-2003 гг., описывает растущую экономику; при этом на протяжении всего периода ВРП рос быстрее, чем росли труд и капитал. Моделирование с помощью показательной ПФ производства ВРП в зоне Севера, во всей РФ и ее несеве- рной части позволило установить существенное различие производственных процессов, протекающих в зоне Севера и несеве- рной части РФ. Устано- влена смена экстенсивного и интенсивного характера про- изводства ВРП в несеве- рной части РФ. В ПФ для зоны Севера, построенной по данным за 2000-2003 гг., не входит труд (численность занятых по отраслям экономики), ины- ми словами, эластичность по труду равна нулю. Это явля- ется следствием определяющего вклада в производство ВРП зоны Севера небольших субъектов с небольшим ко- личеством населения, добывающих полезные ископаемые.

Предложенная методика удовлетворяет необходимым принципам научного анализа и технологиям принятия решений. Построенные модели региональных процессов для всей РФ, зоны Севера и несеве- рной части РФ соответ- ствуют заданным необходимым условиям, степень соот- ветствия модели исходным данным приемлемая. Следо- вательно, они могут применяться для разработки целост- ной системы региональной информации, ориентирован- ной на системную оценку территориального развития, являющейся необходимым компонентом принятия обо- снованных решений в сфере управления.

Литература

1. Полынев А.О. Межрегиональная экономическая диффе- ренциация: методология анализа и государственного регулирова- ния. - М.: Эдиториал УРСС, 2003. - 208 с.
2. Колемаев В.А. Математическая экономика. - М.: ЮНИТИ- ДАНА, 2002. - 399 с.
3. Колемаев В.А. Математические модели макроэкономиче- ской динамики. - М.: ГАУ им. С. Орджоникидзе, 1994. - 123 с.
4. Баранов С.В., Скуфьина Т.П. Статистический анализ диф- ференциации регионов зоны Севера в общероссийском контексте// Вопросы статистики. 2005. № 11. С. 35-45.
5. Регионы России. Основные характеристики субъектов Рос- сийской Федерации. 2002 - М.: Госкомстат России, 2003. - 620 с.
6. Регионы России. Основные характеристики субъектов Рос- сийской Федерации. 2005. - М.: Росстат, 2006. - 68 с.
7. Регионы России. Социально-экономические показатели. 2005. - М.: Росстат, 2006. - 966 с.
8. Российский статистический ежегодник. 2005: Стат. сб./Рос- стат. - М., 2006. - 819 с.

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ УРОВНЯ ИНВЕСТИЦИОННОЙ АКТИВНОСТИ МУНИЦИПАЛИТЕТОВ ОРЕНБУРГСКОЙ ОБЛАСТИ

В.А. Сивелькин, канд. экон. наук,

А.С. Здвижков,

Территориальный орган Росстата по Оренбургской области

На современном этапе развития перед регионами стоит задача обеспечения устойчивого экономического роста на основе ускоренного обновления основных фондов предприятий, поэтому важнейшим долгосрочным фактором экономического роста являются инвестиции. Инвестиции играют важную роль как на макро-, так и на микроуровнях. По сути, они определяют будущее страны в целом, отдельного субъекта хозяйствования, муниципального образования и являются локомотивом в развитии экономики.

Рыночная система хозяйственных связей существенно расширила инвестиционную деятельность благодаря формированию и развитию, наряду с рынками товаров и услуг, рынка капитала, который представляет собой определенную совокупность различных финансовых рынков.

Современные экономические отношения порождают проблемы регионального и муниципального инвестирования. Без создания заинтересованности потенциальных инвесторов в расширении объемов вложений в отечественную экономику в принципе невозможно решить задачи формирования благосостояния граждан, возрождения авторитета страны на мировой арене [2].

Предстоящий экономический рост в регионе будет в большей степени зависеть от динамики капиталоемкости и инвестиций в добычу полезных ископаемых и обрабатывающие производства. Независимо от того, будет инвестиционный процесс в перспективном периоде развиваться по инерционному сценарию или будут приняты варианты стимулирования инвестиционной активности, основные тенденции в инвестиционно-фондовом обеспечении роста региональной экономики к настоящему моменту сформировались и еще длительное время будут оказывать существенное влияние на инвестиционную деятельность как в субъектах Российской Федерации, так и в муниципальных образованиях.

Не все регионы и входящие в них административно-территориальные образования развиты равномерно - в одних реформы дали существенный экономический эффект, в других - наоборот, и поэтому они перешли в разряд депрессивных. Часть муниципалитетов способна самостоятельно обеспечивать собственное развитие, другие муниципалитеты существуют только за счет поступающих из вышестоящих бюджетов средств. В связи с этим возникает неоднородность в развитии административно-территориальных образований с точки зрения инвестиционной деятельности.

Выработка инвестиционной политики по отношению к различным административно-территориальным образованиям региона требует наличия информационно-анали-

тической базы, позволяющей оценить и сравнить текущее положение муниципалитетов, перспективы их развития с точки зрения уровня инвестиционной активности, выявлять тенденции к росту (сокращению) различий в положении административно-территориальных образований региона. Поэтому особое значение приобретают различные методы исследования причинно-следственной связи и факторного прогнозирования инвестиционных процессов на уровне муниципальных образований [3].

В связи с этим является актуальным исследование состояния инвестиционной сферы городов и районов Оренбургской области. Актуальность этой проблемы обусловлена необходимостью поддержки принятия управленческих решений при выработке инвестиционной политики в регионе, муниципальном образовании, выбора наиболее привлекательных для инвестирования видов экономической деятельности, определения состава и структуры инвестиционных потоков в регионе, муниципальном образовании.

Для проведения исследования была отобрана система показателей, которая характеризует уровень инвестиционной активности - инвестиции в основной капитал на душу населения, тыс. рублей (y); объем платных услуг на душу населения, тыс. рублей (x_1); ввод в действие жилых домов на 1000 человек, кв. м (x_2); среднемесячная начисленная заработная плата работников, рублей (x_3); объем промышленной продукции, млн. рублей (x_4); удельный вес убыточных предприятий и организаций, в процентах к общему числу (x_5).

Было рассмотрено множество объектов наблюдений, характеризующихся рядом показателей за несколько последовательных периодов времени, то есть мы имели дело с панельными данными. В нашем случае панельные данные представлены числом объектов $N=47$ и периодом наблюдения $T=8$ (с 1998 по 2005 г.).

Методы анализа панельных данных могут применяться практически во всех сферах социально-экономической статистики, так как статистическая отчетность характеризует одни и те же объекты. Простое объединение данных за разные годы и применение к ним стандартных экономико-математических методов не всегда оправданы. Если в условиях стабильной плановой экономики это допустимо, то при резких изменениях экономической конъюнктуры, характерных для рыночной экономики, данные становятся несопоставимыми, поэтому необходимо использовать модели, учитывающие эти особенности [1].

Во всем мире работа с панельными данными получает все большее распространение, несмотря на значительные затраты, связанные с проведением панельных опро-

сов. Панельные данные дают исследователям большой простор для маневра в условиях ограниченной информации. Во-первых, за счет большего количества наблюдений увеличивается количество степеней свободы, сокращается мультиколлинеарность переменных и, следовательно, растет эффективность оценок. Во-вторых, наличие данных о межвременной и пространственной вариации переменных позволяет с большей легкостью справиться с проблемой пропущенных переменных, которые коррелируют с объясняющими переменными. В-третьих, возникают огромные возможности для анализа неоднородных данных [5].

Использование панельных данных позволяет более полно учесть особенности объектов, попавших в выборку. Каждый хозяйствующий субъект обладает некоторыми признаками, которые могут воздействовать на результативный показатель, но плохо поддаются регистрации, то есть являются неучтенными, скрытыми или ненаблюдаемыми. Если их значения различны для разных объектов, но постоянны во времени, то их влияние можно учесть, вводя в модель индивидуальные уровни для каждого объекта.

Возможны ситуации, когда совокупность объектов наблюдения содержит некую внутреннюю неоднородность, некоторые факторы скрыты, их не удастся измерить и включить в модель. Панельные данные позволяют частично учесть эту неоднородность за счет того, что индивидуальные эффекты отражают влияние всех (наблюдаемых и ненаблюдаемых) переменных, которые принимают разные значения для разных объектов, но не меняются во времени. Аналогично, если добавить в модель фиктивные переменные для каждого момента времени, то коэффициенты при них вберут в себя влияние всех наблюдаемых или ненаблюдаемых переменных, которые зависят только от времени, но одинаковы для всех единиц совокупности.

Для того чтобы учесть неоднородность объектов по уровню инвестиционной активности, введена фиктивная переменная (D), которая принимает значение 1, если объект относится к классу с высоким уровнем инвестиционной активности, и 0, если переменная не обладает данным признаком.

Первым шагом при построении модели с использованием панельных данных является проверка необходимости использования панельных данных. Для проверки этой гипотезы применяется тест Бреуша-Пагана (множителей Лагранжа). Выдвигается нулевая гипотеза $H_0: \sigma_u^2 = 0$ при альтернативной гипотезе $H_1: \sigma_u^2 \neq 0$ и для ее проверки строится статистика [1]:

$$LM = \frac{NT}{2 \cdot (T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N (T \cdot e_i)}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2, \quad (1)$$

где N - количество объектов;

T - количество периодов времени;

e_{it} - регрессионные остатки в стандартной регрессионной модели.

В условиях справедливости нулевой гипотезы статистика LM распределена по закону χ^2 с одной степенью свободы. Для проведения расчета воспользуемся пакетом «Stata» [4]. Полученное значение статистики LM составило 243,07, при вероятности принятия нулевой гипотезы $p = 0,0000$. В нашем случае нулевая гипотеза отвергается, что означает обоснованность оценивания модели регрессии по панельным данным.

Так как выборка представляет собой исчерпывающую совокупность, то необходимо использовать модель с фиксированными эффектами, которая позволит учесть влияние особенностей регионов с помощью индивидуальных эффектов.

Будем строить модель с фиксированными эффектами вида:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^6 \beta_k x_{kt} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, 47, t = 1, 2, \dots, 376, \quad (2)$$

где α_i - индивидуальные эффекты;

$$\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma^2), \quad \text{cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = 0, \quad i \neq j, t \neq s.$$

Для проверки значимости оцененного уравнения регрессии с фиксированными эффектами, то есть для проверки нулевой гипотезы, $H_0: \beta_j = 0, j = \overline{1, 5}$ используется статистика:

$$F(K, NT - N - K) = \frac{(TSS^{FE} - RSS^{FE})/K}{RSS^{FE}/(NT - N - K)}, \quad (3)$$

$$\text{где } TSS^{FE} = \sum_{i=1}^3 \sum_{t=1}^{63} (y_{it} - \bar{y}_i)^2;$$

RSS^{FE} - сумма квадратов остатков модели с фиксированными эффектами;

K - число переменных.

Альтернативная гипотеза имеет вид $H_1: \exists j: \beta_j \neq 0, j = \overline{1, 5}$. В условиях справедливости нулевой гипотезы эта статистика распределена по закону Фишера-Снедекора с K и $(NT - N - K)$ степенями свободы.

Значение F -критерия составило 4,87 при вероятности принятия нулевой гипотезы $p = 0,0000$. Как видно из представленных значений F -критерия и вероятности p , мы отвергаем нулевую гипотезу о равенстве всех коэффициентов уравнений регрессии нулю и делаем вывод о значимости уравнений регрессии с фиксированными эффектами.

Результаты оценки коэффициентов моделей с фиксированными эффектами представлены в таблице.

Для того чтобы доказать оправданность введения в модель фиксированных эффектов, необходимо проверить гипотезу об их значимости. Если они равны между собой, то модели с фиксированными эффектами следует предпочесть обычную регрессию. Формулируется нулевая гипотеза о равенстве всех индивидуальных эффектов

Таблица

**Результаты оценивания коэффициентов модели
с фиксированными эффектами**

Коэф- фи- циент	Оцен- ка	Средне- квадра- тическая ошибка	t-ста- тистика	p-уро- вень	Нижний 95%-ный довери- тельный интервал	Верхний 95%-ный довери- тельный интервал
α_1	0,279	0,0566	1,781	0,036	0,0996	0,4876
α_2	0,189	0,0495	1,882	0,047	0,0786	0,2764
α_3	0,254	0,0514	2,847	0,005	0,0984	0,4307
α_4	0,191	0,0495	1,824	0,039	0,0722	0,2881
α_5	-0,249	0,0396	2,638	0,013	-0,3171	-0,1731
D	0,6246	0,12554	4,974	0,000	0,3772	0,8721

$H_0: \alpha_i = 0, i = \overline{1, 47}$. Для проверки этой гипотезы используется статистика:

$$F(N-1, NT-N-K) = \frac{(RSS^r - RSS^{FE}) / (N-1)}{RSS^{FE} / (NT-N-K)}, \quad (4)$$

где RSS^{FE} - сумма квадратов остатков модели с фиксированными эффектами;

RSS^r - сумма квадратов остатков модели, включающей единственный свободный член.

В условиях справедливости нулевой гипотезы эта статистика распределена по закону Фишера-Снедекора с $(N-1)$ и $(NT-N-K)$ степенями свободы.

Значение F -критерия составило 14,09 при вероятности принятия нулевой гипотезы $p = 0,0000$. Таким образом, нулевая гипотеза о незначимости всех индивидуальных эффектов отвергается. Индивидуальные эффекты найдем по следующей формуле:

$$\alpha_i = \bar{y}_i - \sum_{k=1}^6 \beta_k \bar{x}_{ki}, \quad (5)$$

где $\alpha_i, i = \overline{1, 47}$ - индивидуальные эффекты;

$\beta_k, k = \overline{1, 6}$ - оценки соответствующих коэффициентов модели;

$\bar{y}_i, \bar{x}_{ki}, \bar{x}_{2i}, i = \overline{1, 47}$ - средние значения соответствующих признаков в модели для i объекта за все периоды времени.

В результате была получена следующая модель инвестиционной активности муниципальных образований:

$$\hat{y}_i = \alpha_i + 0,279x_{1i} + 0,189x_{2i} + 0,254x_{3i} + 0,19x_{4i} - 0,249x_{5i} + 0,624D, \\ (0,056) \quad (0,049) \quad (0,051) \quad (0,049) \quad (0,039) \quad (0,125),$$

где α_i - индивидуальные эффекты (под коэффициентами модели приведены среднеквадратические ошибки).

Коэффициент детерминации составил $\bar{R}^2 = 0,73$, то есть 27% вариации результативного признака приходится на неучтенные факторы.

При увеличении объема платных услуг населению на единицу инвестиции в основной капитал в среднем увеличатся на 0,279 единицы; при увеличении ввода в действие жилых домов на единицу инвестиции в основной капитал увеличатся в среднем на 0,189 единицы; при увеличении среднемесячной заработной платы на единицу инвестиции в основной капитал увеличатся в среднем на 0,254 единицы; при увеличении объема промышленного производства на единицу инвестиции в основной капитал в среднем увеличатся на 0,191 единицы; при увеличении доли убыточных предприятий и организаций на единицу инвестиции в основной капитал уменьшатся в среднем на 0,249 единицы. Коэффициент при фиктивной переменной указывает на то, что инвестиции в основной капитал в классе с высоким уровнем инвестиционной активности выше на 0,624 единицы. Достаточно высокий коэффициент при переменной (x_5) говорит о том, что увеличение удельного веса убыточных предприятий и организаций в значительной степени влияет на отток инвестиций.

Также следует отметить, что наибольшие значения оцененных индивидуальных эффектов соответствуют городам и районам с высоким уровнем инвестиционной активности.

Выполненный на основе полученной модели факторный прогноз на 2006 г. позволяет сделать вывод о том, что не произойдет серьезных изменений в однородности административно-территориальных образований по уровню инвестиционной активности.

Литература

1. **Балаш В.А.** Модели линейной регрессии для панельных данных: учебное пособие для вузов / В.А. Балаш, О.С. Балаш. - М., 2002. - 65 с.
2. **Воронцовский А.В.** Инвестиции и финансирование: Методы оценки и обоснования / А.В. Воронцовский. - СПб.: Издательство С.-Петербургского университета, 1999. - 528 с.
3. **Игошин Н.В.** Инвестиции. Организация управления и финансирование: Учебник. / Н.В. Игошин. - М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2002. - 542 с.
4. **Колеников С.О.** Прикладной эконометрический анализ в статистическом пакете STATA/ С.О. Колеников. - М.: Российская экономическая школа, 2003. - 125 с.
5. **Hsiao C.** Analysis of Panel Data / C. Hsiao. - Cambridge: Cambridge University Press, 2004. - 366 с.