

Опыт и инструментарий моделирования и прогнозирования эволюции валового внутреннего продукта Российской Федерации аддитивно-мультипликативными моделями

© 2010 Е.В. Семенычев

кандидат экономических наук, доцент

© 2010 А.А. Коробецкая

Самарская академия государственного и муниципального управления

E-mail: semen05@inbox.ru, kornast@yandex.ru

В статье выполнено моделирование валового внутреннего продукта Российской Федерации с 1996 по 2009 г. Рассмотрена эволюция модели в данном периоде, выделены этапы эволюции. Построен поквартальный прогноз на 2010 г.

Ключевые слова: валовой внутренний продукт, модель, прогноз, временные ряды, эволюция, тренд, сезонные колебания.

В настоящее время многими исследователями отмечается актуальность моделирования и прогнозирования эволюции рядов динамики экономических показателей¹. По ряду причин решение этой задачи является сложным:

- модели компонент эволюционирующих рядов динамики, в общем случае, нелинейные²;

- эволюционировать могут отдельные параметры моделей, например, увеличивается (уменьшается) по тому или иному закону амплитуда колебательной компоненты ряда³. Могут меняться и сами модели детерминированных компонент, количество которых исчисляется десятками. Может меняться и характер взаимодействия детерминированных компонент между собой и стохастической компоненты с ними: кроме рассматриваемого обычно аддитивного или мультипликативного взаимодействия для всех компонент⁴ оно может быть смешанным: аддитивно-мультипликативным⁵;

- необходимо осуществлять параметрическую и структурную идентификацию на широком классе возможных моделей и выбирать ту из них, которая обладает лучшим показателем точности на возможно коротких выборках (для передачи параметрической или структурной эволюции);

- оправданная в силу методической и программной поддержки ориентация на применение при идентификации моделей метода наименьших квадратов (МНК) или его модификаций предполагает обеспечение при идентификации выполнения условий Гаусса-Маркова⁶.

Инструментарий для решения задачи с сформулированными условиями создан на основе обобщенных параметрических моделей авторегрессии - скользящего среднего (ARMA-моделей)⁷. Добавим, что развитием (альтернативой) ранее использованного аналитического метода для построения моделей⁸ может быть применение про-

граммы компьютерной алгебры Maple. Идентификацию сложных тренд-сезонных (тренд-сезонно-циклических) моделей целесообразно проводить с помощью "итеративной параметрической тренд-сезонной декомпозиции"⁹. На итерациях, число которых обычно составляет от 4 до 6, строятся соответствующие ARMA-модели, применяются методы идентификации с обеспечением условий Гаусса-Маркова и контролем показателей точности.

Поставим целью данной статьи не описание отдельных моделей и методов их идентификации (к настоящему времени они сконструированы примерно для 130 используемых в практике моделей динамики, реализован соответствующий программный комплекс), а иллюстрацию возможности использования инструментария ARMA-моделей на примере моделирования динамики российского валового внутреннего продукта (ВВП). Представляется, что с точки зрения анализа эволюции и прогнозирования удобнее использовать ВВП в текущих ценах (при качественных оценках необходимо учитывать наличие инфляционной составляющей - увеличение ВВП в текущих ценах может быть вызвано как ростом производства, так и ростом цен на продукцию).

Ряд динамики ВВП РФ в текущих ценах за 1995-2009 гг., представленный на рис. 1, с точки зрения эволюции целесообразно разбить на четыре участка, каждому из которых соответствует своя экономическая ситуация и своя модель.

Отметим, что границы участков достаточно размыты. В особенности это касается границы между II и III участками, когда смена модели произошла в результате окончательного формирования новой тенденции, т.е. II участок ряда динамики является переходным.

Начнем с моделирования завершившихся участков эволюции динамики ВВП. *I участок* ох-

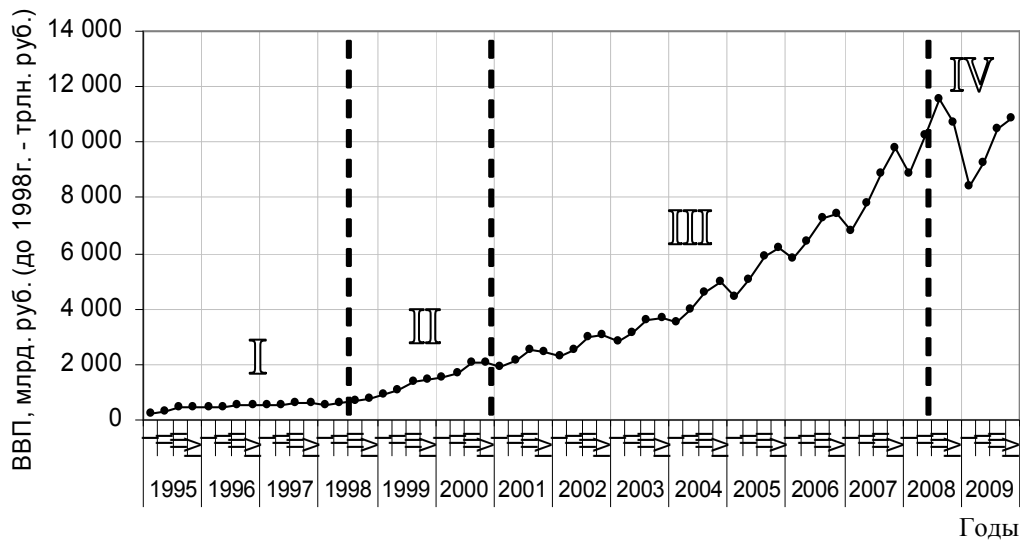


Рис. 1. Динамика ВВП в текущих ценах в 1995-2009 гг.

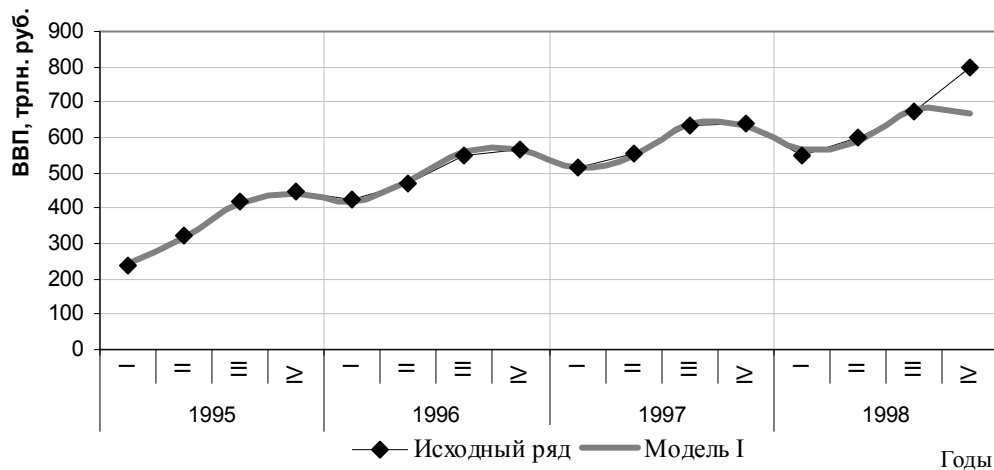


Рис. 2. Реальные и модельные уровни ВВП 1995-1998 гг.

ватывает часть ряда динамики до III квартала 1998 г. Очевидно, что произошедшие в результате кризиса 1998 г. изменения в экономике России не могли не отразиться на динамике ВВП. Как более точная, из многих возможных была выбрана модель аддитивно-мультипликативной структуры, содержащая произведение обобщенного экспоненциального тренда и одной сезонной гармоники в сумме со стохастической компонентой ε_k .

Идентифицирована модель

$$Y_k^I = \left(668,63 - 398,77e^{-0,163k\Delta} \right) \times \\ \times \left(1 + 0,094 \sin(1,552k\Delta - 1,90) \right) + \varepsilon_k.$$

Коэффициент детерминации данной модели составил 0,995. Графики модели и реальных данных представлены на рис. 2.

Тренд отражает замедление роста ВВП и приближение к уровню насыщения в районе

670 трлн. руб. Частота колебаний соответствует годовому циклу, амплитуда составляет 9-10% от уровня тренда. Динамика ВВП в текущих ценах до 1998 г. определялась высокими темпами инфляции. На участке 1995-1998 гг. темпы инфляции снизились и прекратился спад производства, произошел выход на стабильный уровень развития. Новый всплеск инфляции в августе 1998 г. хотя и не был таким масштабным, как в 1993-1994 гг., но в сочетании с ростом реального ВВП начиная с 1999 г. привел к смене математической модели.

II участок соответствует переходному периоду 1999-2000 гг. Можно, видимо, считать, что стремительный рост ВВП обеспечивался преимущественно за счет увеличения уровня цен. В 1998 г. рост потребительских цен составил 84,4%, в 1999 г. - 36,5%, в 2000 г. - 20,2%¹⁰. Для описания данных нами была выбрана наиболее точная модель в виде суммы обобщенного экспоненци-

ального тренда, гармоники с амплитудой, изменяющейся по экспоненциальному закону, и стохастической компонентой:

$$Y_k^{\text{II}} = 4631 - 3835e^{-0,047k\Delta} + 44,7e^{0,180k\Delta} \sin(1,531k\Delta + 3,14) + \varepsilon_k.$$

Коэффициент детерминации в данном случае равен 0,998. Графики модели и реальных данных представлены на рис. 3.

Уровень насыщения тренда достигнут не был. Динамика амплитуды сезонных колебаний нарастала с увеличивающимся темпом. Если в конце 1998 г. сезонные колебания составляли лишь 5,5% от уровня тренда, то к концу 2000 г. это соотношение достигло 10,7%. Динамике объемов производства свойственна выраженная сезонная составляющая, а для темпов инфляции основным является тренд. Поэтому, когда темпы инфляции были велики, ВВП в текущих ценах нарастал быстрее, чем амплитуда его сезонных коле-

баний, а при замедлении роста цен выраженность сезонных колебаний увеличилась.

Смена модели в данном случае произошла не резко, как в 1998 г., а постепенно, поскольку снижение инфляции и увеличение реального ВВП также происходило медленно. Данные 2000-2001 гг. могут быть достаточно точно описаны как в рамках второй, так и следующей - третьей модели. Наличие и продолжительность такого переходного участка характеризуют степень инертности данного показателя: для формирования новой тенденции потребовалось более двух лет.

III участок, соответствующий 2001-2008 гг., лучше описывается экспоненциальным трендом с мультипликативными сезонными колебаниями, пропорциональными тренду:

$$Y_k^{\text{III}} = (376,5 + 1662e^{0,062k\Delta}) \times (1 + 0,081 \sin(1,564k\Delta - 1,89)) + \varepsilon_k.$$

Коэффициент детерминации составил 0,996. Из рис. 4 видим, что модель продолжает с высо-

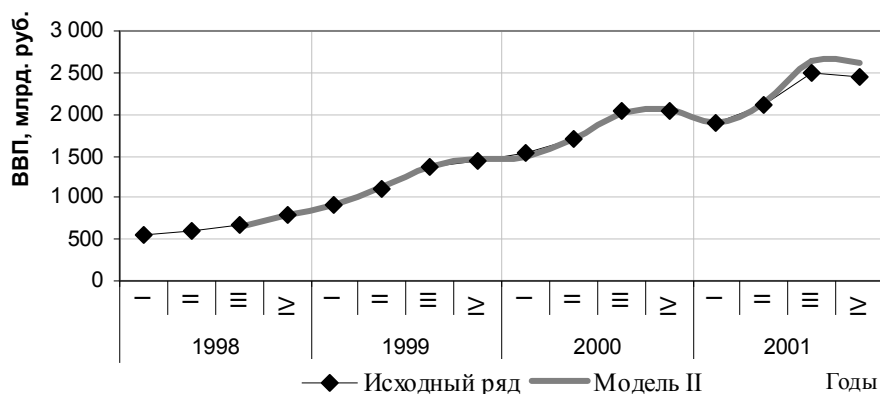


Рис. 3. Реальные и модельные уровни ВВП 1998-2000 гг.

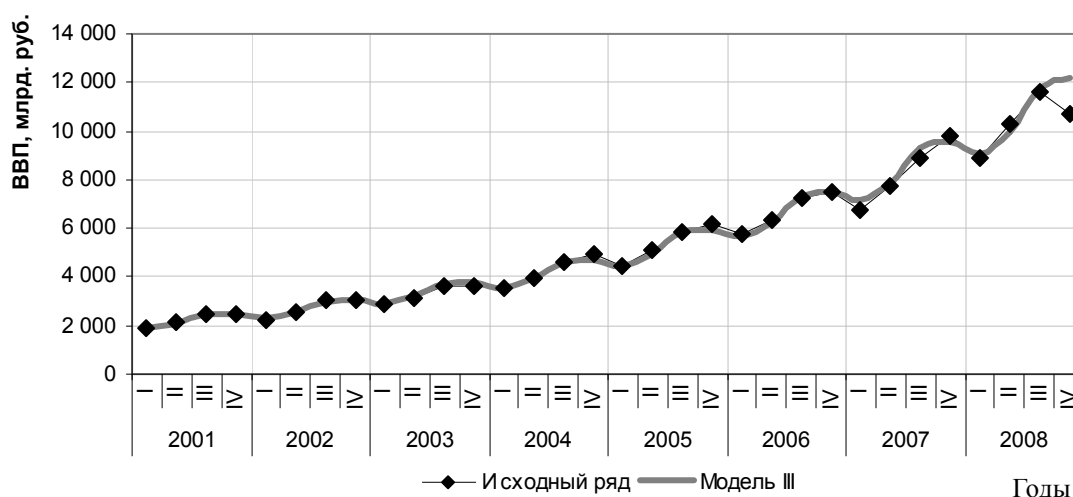


Рис. 4. Реальные и модельные уровни ВВП в 2000-2008 гг.

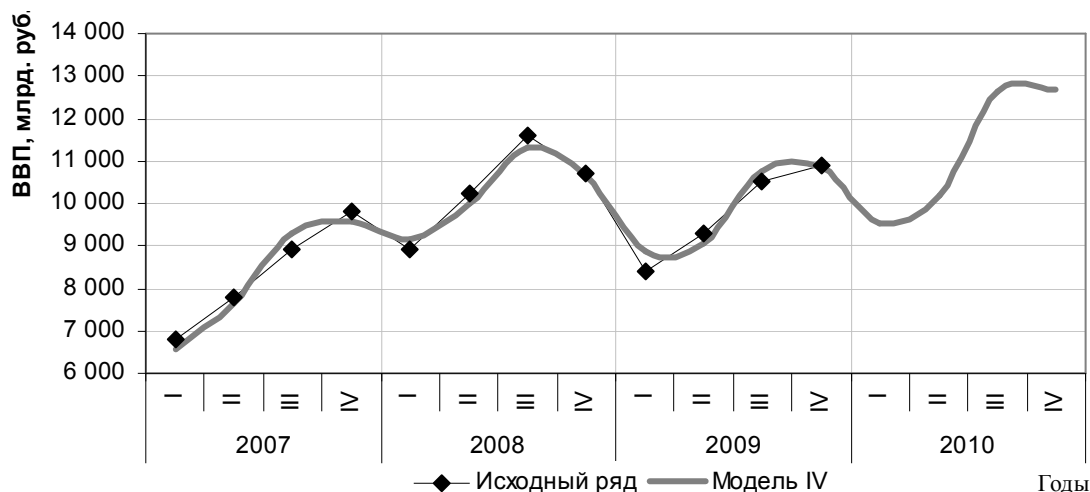


Рис. 5. Моделирование и прогнозирование уровня ВВП в 2008-2010 гг.

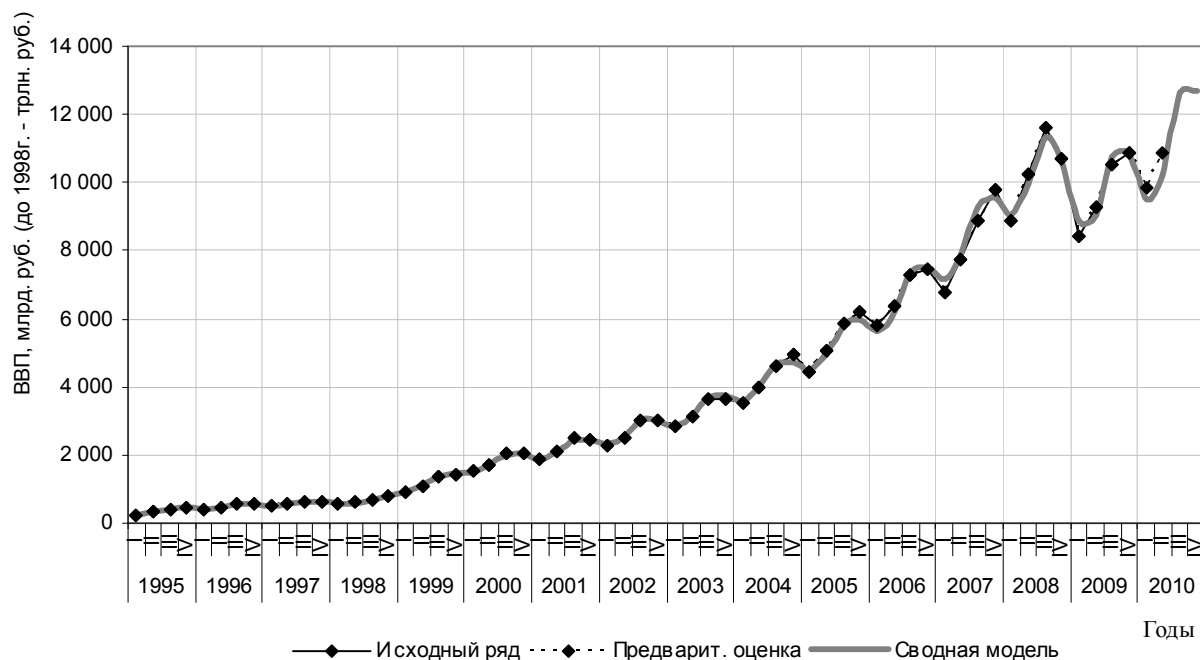


Рис. 6. Сводная модель ВВП в текущих ценах в 1995-2010 гг.

кой точностью описывать данные за II-III кварталы 2008 г., хотя изменение экономической конъюнктуры началось раньше - в июне.

Темпы инфляции на данном периоде оставались достаточно стабильными, рост реального ВВП также происходил по закону, близкому к экспоненциальному. Как следствие, рост ВВП в текущих ценах шел нарастающими темпами и в 2007 г. достиг 23,1% за год. Выраженность сезонных колебаний при мультипликативной структуре модели остается постоянной и определяется величиной амплитуды гармоник. В данном случае они составляют около 8% от уровня тренда, т.е. значимость сезонных колебаний не изменилась по сравнению с докризисным периодом (I участком).

Модель позволяет сравнить реальную динамику показателя с той, которая возникла бы при сохранении прежней тенденции. Если в III квартале 2008 г. спад реального показателя по отношению к прогнозируемому уровню составил лишь 1,5%, то в IV квартале - 11,7%, а в I квартале 2009 г. достиг 27%.

Наибольший интерес и трудности вызывает моделирование ВВП после кризиса 2008 г. Имеется лишь шесть наблюдений, соответствующих новой тенденции. Однако, учитывая, что смена модели происходит постепенно, можно попытаться добавить несколько предыдущих наблюдений.

Рассмотрение линейного тренда в данном случае неоправданно, так как он будет показы-

вать равномерное снижение ВВП в будущем. Кризис 2008 г. может быть учтен в структуре модели в виде цикла с периодом 1,5-2 года. Тогда оправдано использование модели без тренда, но с несколькими гармониками. Третий возможный вариант - описать замедление роста ВВП с помощью выпуклой экспоненты. Было рассмотрено около десятка моделей с различным числом и типом гармоник. В результате как наиболее адекватная была выбрана следующая модель:

$$Y_k^{IV} = 11246 - 5659e^{-0,139k\Delta} + \\ + 740 \sin(0,661k\Delta + 1,96) + \\ + 557e^{0,056k\Delta} \sin(1,531k\Delta - 1,59) + \varepsilon_k.$$

Коэффициент детерминации равен 0,976, средняя относительная ошибка 6,8%. Как видно из рис. 5, в 2010 г. модель прогнозирует рост ВВП, но с меньшими, чем докризисные, темпами.

В структуре данной модели обобщенно-экспоненциальный тренд выражает замедление темпов роста ВВП, первая гармоника с периодом около 2,5 года - сам кризис 2008 г. и последующее возобновление роста, вторая гармоника с годовым периодом - сезонные колебания.

Объединив выбранные модели в один ряд, получим сводную модель, для которой можно охарактеризовать качество описания исходных данных на всем рассматриваемом периоде. График сводной модели представлен на рис. 6.

Коэффициент детерминации сводной модели равен 0,998, т.е. в целом модель описывает данные с высокой точностью, отражает структуру формирования динамики ВВП и учитывает ее изменение под воздействием внешних и внутренних факторов. Решение о необходимости уточнения можно будет принять после получения полных данных за 2010 г.

Кроме того, к моменту завершения статьи поступили данные о предварительной оценке ВВП за первые два квартала 2010 г. Ошибка прогноза на I квартал составила 3,6%, на II квартал - 6,0%, т.е. ошибка прогноза невелика и находится в пределах ожидаемых значений.

¹ См.: Айвазян С.А. Прикладная статистика. Основы эконометрики. М., 2001; Бессонов В.А. Проблемы анализа российской макроэкономической динамики переходного периода. М., 2005; Светульников С.Г. Количественные методы прогнозирования эволюционных составляющих экономической динамики. Ульяновск, 1999; Светульников С.Г., Светульников И.С. Методы социально-экономического прогнозирования. Том первый. СПб., 2009; Семаных В.К., Семаных Е.В. Информационные системы в экономике. Эконометрическое моделирование инноваций. Самара, 2006.

² См.: Бессонов В.А. Указ. соч.; Светульников С.Г., Светульников И.С. Указ. соч.; Семаных В.К., Семаных Е.В. Указ. соч.

³ См.: Бессонов В.А. Указ. соч.; Семаных В.К., Семаных Е.В. Указ. соч.

⁴ Айвазян С.А. Указ. соч.

⁵ См.: Айвазян С.А. Указ. соч.; Бессонов В.А. Указ. соч.; Светульников С.Г., Светульников И.С. Указ. соч.; Семаных В.К., Семаных Е.В. Указ. соч.; Семаных В.К., Семаных Е.В., Семаных В.В. Классификация видов и структуры идентификации эволюции временных рядов экономической динамики // Вестн. Самар. муницип. ин-та упр. Самара, 2009. □ 9. С. 60-65.

⁶ Семаных В.К., Семаных В.В. Методы, обеспечивающие выполнение условий Гаусса-Маркова при идентификации моделей рядов динамики и аддитивной и мультипликативной структур // Вестн. Самар. муницип. ин-та упр. Самара, 2009. □ 10. С. 59-65.

⁷ Методология обстоятельно представлена в: Семаных В.К., Семаных Е.В. Указ. соч.; Семаных В.К., Семаных Е.В., Семаных В.В. Указ. соч.; Семаных В.К., Семаных В.В. Указ. соч. С. 59-65; Семаных В.К. Идентификация экономической динамики на основе моделей авторегрессии. Самара, 2004; Семаных В.К., Семаных Е.В., Коробецкая А.А. Метод параметрической итерационной декомпозиции тренд-сезонных рядов аддитивной структуры // Вестн. Самар. муницип. ин-та упр. Самара, 2010. □ 1 (12). С. 63-71.

⁸ См.: Семаных В.К., Семаных Е.В. Указ. соч.; Семаных В.К. Указ. соч.

⁹ Семаных В.К., Семаных Е.В., Коробецкая А.А. Указ. соч. С. 63-71.

¹⁰ Сайт Федеральной службы государственной статистики. М., сор. 1999-2009. URL: <http://www.gks.ru>.

Поступила в редакцию 01.08.2010 г.