

ЦИКЛИЧЕСКИЕ КОЛЕБАНИЯ МАКРОДИНАМИКИ: ВАРИАНТ МЕТОДИКИ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ В РЕСПУБЛИКЕ БЕЛАРУСЬ

*Л.П. Зенькова, кандидат
экономических наук,
доцент, докторант
Белорусского
государственного
экономического
университета*

Общими чертами трансформационных экономик являются их *крайняя неустойчивость*, наличие переходных форм хозяйствования, сосуществование разных координационных механизмов, не согласующихся между собой. Неустойчивость трансформационной экономической системы в целом проявляется, в частности, в неустойчивости *связей элементов* системы. Внутренние механизмы, поддерживающие баланс в такой системе, либо не могут приводиться в действие автоматически, либо их поле действия ограничено. Отсюда трансформационная экономика является слабо защищенной от *внешних* шоков. Любой внешний фактор, воздействуя на трансформационную систему, приобретает характер цунами. С другой стороны, по этой же причине внутренние факторы не вызывают значительных циклических колебаний. К *внешним (экзогенным) факторам* экономической системы относятся международный валютно-финансовый рынок, импорт, инвестиции и др.

Чем дальше система продвигается по пути переходного состояния, тем все более законченную форму приобретает координационный механизм системы, упрочиваются связи между элементами. Отсюда внешние и внутренние факторы вносят свою картину в циклические колебания системы на разных стадиях трансформации [1].

На первых порах из-за разрыва связей между элементами системы передача в ней внешнего импульса, вызванного циклическим колебанием, затруднено. Поэтому экзогенные факторы вызывают менее разрушительные циклические колебания, чем внутренние. Внутренние же факторы (денежно-кредитная система, степень концентрации производства, уровень безработицы и др.) значительно дестабилизируют систему, вызывая обвальный разрыв ее внутренних координирующих связей.

Картина меняется наоборот, когда экономическая система переходит к завершающей стадии трансформации. Здесь элементы экономической системы связаны между собой почти устоявшимися узлами, поэтому передача внешнего импульса по системе происходит согласованнее. На данной стадии внешние факторы циклообразования способны резко дестабилизировать систему, вызвав мультипликативный эффект от своего действия. Циклообразующие импульсы внутренней природы способны частично гаситься рыночным координационным механизмом, из-за чего динамика системы в целом приобретает более устойчивый характер.

Трансформация системы – процесс более динамичный, чем эволюция экономик развитых стран. Изменения,

происходящие в таких экономиках, как бы уплотнены во времени. Следовательно, при выработке методики прогноза циклической макроэкономической динамики таких экономик важно правильно определить *базовый период*, на основе которого возможно более точно спрогнозировать дальнейшую динамику. Очевидно, этот период более краток, чем весь этап трансформации, и характеризует самые новейшие изменения в макродинамике.

Для определения базовых периодов исходных данных прогнозирования развития национальной экономики автором был проведен специальный предварительный анализ-прогноз с помощью пакета прикладных программ «Гусеница-SSA» временных рядов 8 институциональных показателей [2, 3]. Осуществлены процедуры разложения на гармонические колебания с параллельным выделением тренда и остатков, группировкой специфицированных уравнений главных гармонических функций. Обнаружено, что сравнение исходного и восстановленного рядов дает неоднородную картину остатков, величина которых увеличивается, как правило, начиная с 1999–2001 гг.*

Было также обнаружено, что у каждого показателя имеются разные периоды резкого нарастания остатков, возникающих при сравнении исходного и восстановленного рядов. Поэтому для прогноза каждого из них были взяты специфические базовые интервалы. Так, сравнение исходного и восстановленного с помощью программы «Гусеница» временных рядов индекса потребительских цен (СРП или ИПЦ), а также остатков показало, что со второй половины 1999 г. колебания остатков участились и увеличились по амплитуде. Следовательно, выделенные на основе данных 1994–2005 гг. гармоники для описания динамики ИПЦ не могут точно отразить процессы, вызвавшие колебания в последнем периоде (с августа 1999 по декабрь 2005 г.) [4].

Если не учитывать «странное» поведение остатков и смоделировать прогноз динамики ИПЦ на 2 года на основе исходных данных 1994–2005 гг., то результат прогноза покажет четкую картину неуклонного роста инфляции. Если же за основу прогноза взять только интервал август 1999 г. – декабрь 2005 г., на котором нарастают необычные циклические колебания остатков, то результаты будут совсем иные. Такой прогноз показывает замедление темпов роста индекса потребительских цен

и даже некоторое падение их к концу 2007 г. относительно середины 2006 г.

Аналогичная ситуация с изменением характера циклических колебаний наблюдается при анализе и прогнозе других макроэкономических показателей: объема инвестиций в основной капитал, степени открытости экономики, объема денежной массы, объема госрасходов из консолидированного бюджета, объема субсидий и дотаций из консолидированного бюджета, степени концентрации промышленного производства, доли прямых налогов в ВВП.

Большинство зарубежных ученых традиционно считает инвестиции в основной капитал ключевым фактором циклообразования. Известный ученый неокейнсианского направления Э Хансен отметил: «Если оставить в стороне затраты на потребительские товары длительного пользования, то циклический подъем может быть охарактеризован главным образом как расширение размеров реальных инвестиций [5].

Анализ качества разложения временного ряда инвестиций в основной капитал на гармонические колебания и группировки гармоник, проведенный с помощью программы «Гусеница», показал усиление амплитуды остатков исходного и аппроксимирующего рядов с 1999 г. при сравнении со значениями 1994 гг. Следовательно, в структуре самих инвестиций произошли изменения, вызвавшие иные циклические колебания и требующие подбора других гармонических рядов. Поэтому нами был выделен период новых циклических изменений в динамике инвестиций с января 1999 по 2005 гг..

Разложение временного ряда объема инвестиций за этот период на гармоники позволило достичь такой аппроксимации, которая по сравнению с исходным рядом дала наименьшие по амплитуде колебания остатков. Прогноз объема инвестиций в основной капитал на основе указанного периода продемонстрировал циклическую динамику. Объем инвестиций неуклонно возрастает, сопровождаясь циклическими колебаниями продолжительностью в несколько месяцев.

Такая же процедура сингулярного разложения была осуществлена с временным рядом объема государственных расходов из консолидированного бюджета. Добившись достаточной точности аппроксимации при минимуме остатков на временном интервале

* Исследования, отраженные в данной статье, проводились в рамках государственной программы фундаментальных исследований БРФФИ-РГНФ ГО5Р-007, ГБЦД 05-29 № госрегистрации 20052126 «Нелинейные методы прогнозирования экономической динамики России и Беларуси».

1999–2005 гг., нами был получен прогноз динамики госрасходов с устойчивым темпом роста при значительной амплитуде циклических колебаний, имеющих высокую, но идентичную частоту.

При разложении на гармоники и группировке методом «SSA» временного ряда степени открытости экономики Беларуси обнаружился также период с августа 1999 г. по декабрь 2005 г., когда остатки несовпадения исходного и аппроксимированного ряда

оказались чрезмерными. В качестве степени открытости экономики был взят среднегеометрический ряд от перемножения экспортной и импортной квот. Поэтому отдельно был взят временной ряд на базе 1999–2005 гг. и подвергнут обработке пакетом «Гусеница». Прогноз степени открытости экономики Беларуси на базе временного ряда 1999–2005 гг. значительно отличается от аналогичного прогноза на базе данных 1994–2005 гг. (рис. 1).

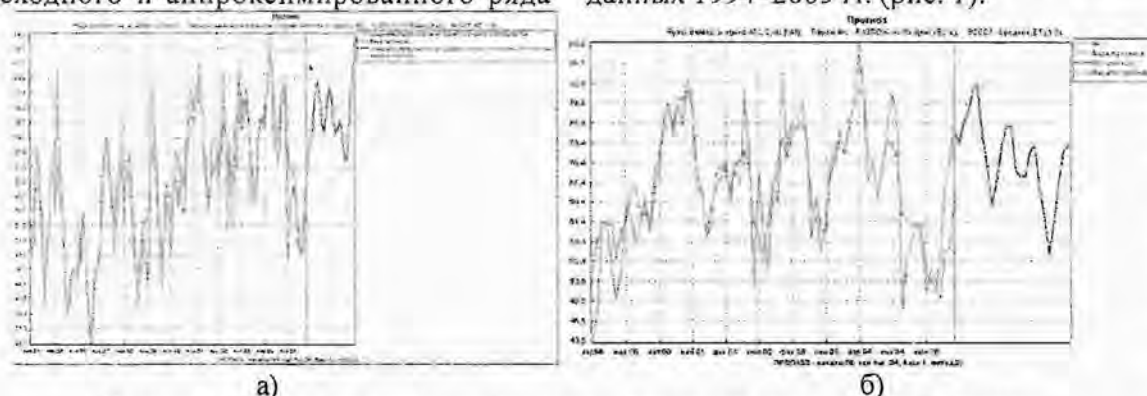


Рисунок 1. Прогноз динамики степени открытости экономики Беларуси на базе временных рядов: а) 1994–2005 гг. и б) 1999–2005 гг.

Проверка наличия разных амплитуд на неодинаковых временных отрезках была проведена также при помощи построения периодограммы (рис. 2) на основе статистических помесичных данных динамики экспорта и импорта. Были взяты 3 разных периода (1994–1998 гг., 1999–2002 гг., 2003–2005 гг.). Обнаружены разные амплитуды циклических колебаний, накладывающихся друг на друга и создающих замысловатый гребенчатый узор макродинамики. На рис. 2а и 2б встречаются одинаковые периоды отфильтрованных

«всплесков» 1-го и 4-го порядка, но амплитуда их колебаний к 1999–2002 гг. гасится, а к 2002 г. они исчезают. Сравнение вертикальных шкал периодограмм рис. 2 (а, б, в) показывает сокращение амплитуды колебаний к 2002 и затем к 2005 гг. Из такого анализа можно было сделать вывод, что колебания степени открытости экономики стали менее заметными, экономическая система приобретает устойчивость. Но неясно, под действием каких факторов (внутренних или внешних) она сформировалась.

Variable Nx 1994-1998 гг.
 Number of observations: 60 First case: 1
 Last case: 60 N. of obs. after padding: 60
 Transformations: Mean=53,512 subtracted;
 Detrended; Five largest periodogram peaks
 (Value Frequency). 5 точек всплесков:
 (1) 1894,; 0,833 (2)1295,; 0,167 (3)1250,; 0,333
 (4)450,5,; 1,667 (5)252,3; 3,500..

Variable Nx 1999-2002 гг.
 Number of observations: 48 First case: 1
 Last case: 48 N. of obs. after padding: 48
 Transformations: Mean=60,175 subtracted;
 Detrended; Five largest periodogram peaks
 (Value Frequency). 5 точек всплесков:
 (1) 621,5,; 0,833(2)619,8,; 0,417 (3)426,8,; 0,208
 (4)450,5,; 1,667 (5)237,4,; 0,625

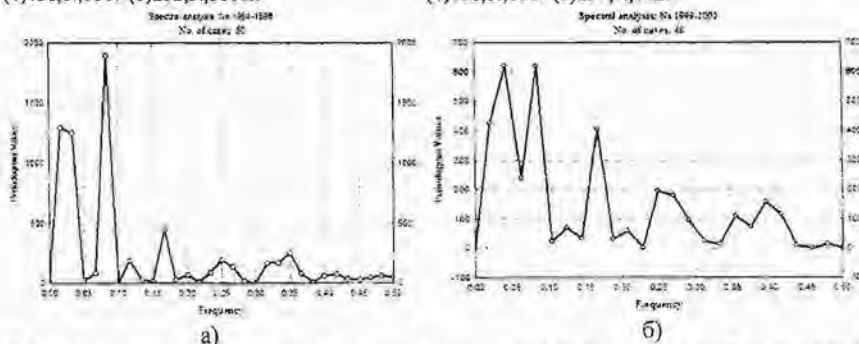
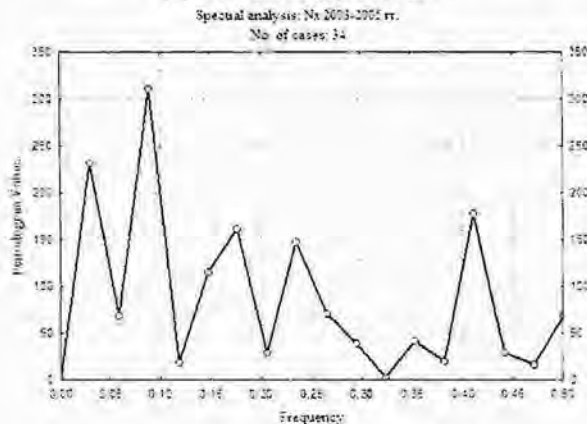


Рисунок 2. Изменение амплитуды и частоты циклических колебаний и степени открытости экономики в разные периоды трансформации экономики Республики Беларусь (1994–1998 гг., 1999–2002 гг., 2003–2005 гг.) [2]

Variable: Nx 2003-2005 гг.
 Number of observations: 35 First case: 1
 Last case: 35 N. of obs. after padding: 34
 Transformations: Mean=60,605 subtracted;
 Detrended; Five largest periodogram peaks
 (Value:Frequency):
 (1)310,1;0882 (2)231,2;0294 (3)177,4;4118
 (4)161,7;1765 (5)147,5;23



В)

При анализе динамики объема субсидий и дотаций из консолидированного бюджета Беларуси обнаружен аналогичный период усиления циклических колебаний в остатках аппроксимации по отношению к исходному

ряду за январь 1999–декабрь 2005 гг. (рис. 3). Прогноз, составленный с помощью программы «Гусеница–SSA» на базе временного ряда за 1999–2005 гг., дал два крупных «выброса» в циклической динамике на 2006–2007 гг.

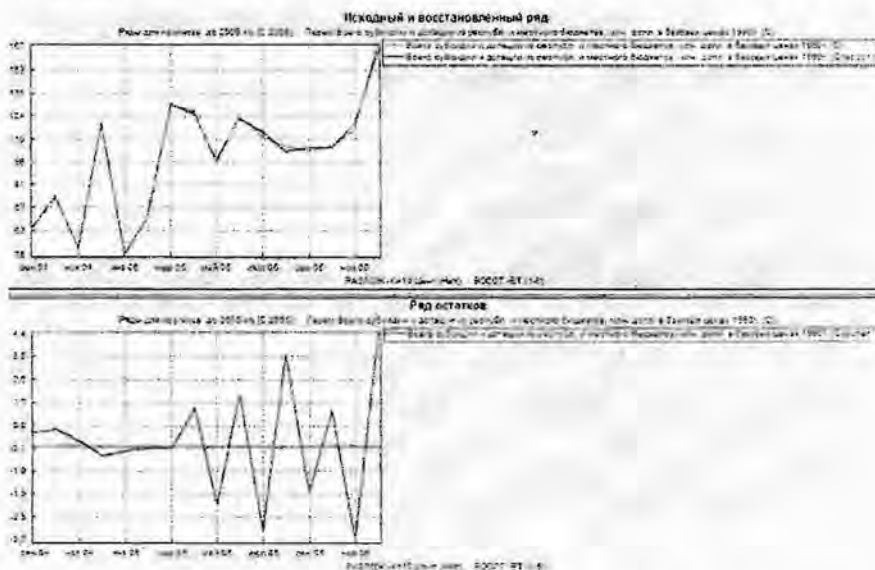


Рисунок 3. Результаты обработки программой «Гусеница – SSA» временного ряда объема дотаций и субсидий из консолидированного бюджета экономики Беларуси на базе данных 2005 гг. (исходный и восстановленный ряды)

Динамика доли прямых налогов от ВВП описывает также неравномерные колебания. Особенно четко проступает их нерегулярность на остатках, возникающих при отклонении аппроксимированного ряда от исходного за 1999–2005 гг. Поэтому прогноз динамики

доли прямых налогов осуществлен был на базе 1999–2005 гг. После аппроксимации сгруппированных гармоник выявлена прогнозная циклическая тенденция резкого повышения доли прямых налогов к концу 2007 г.

Тенденция изменения амплитуды и периодичности циклических волн незначительно проявляется в динамике индекса Херфиндаля (степени концентрации) в промышленности Беларуси за период с сентября 2004 по декабрь 2005 гг. Однако в связи с незначительностью

этих изменений ими можно пренебречь. Прогноз динамики индекса Херфиндаля (рис. 4) до 2007 г. свидетельствует о незначительном изменении уровня концентрации по сравнению с 2005 г., но с большой циклической амплитудой.

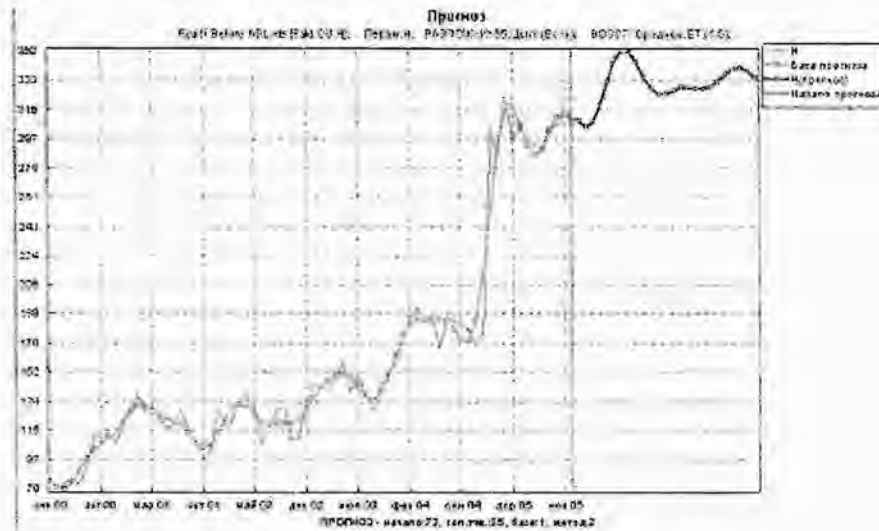


Рисунок 4. Прогноз степени концентрации промышленного производства (индекса Херфиндаля) Республики Беларусь на 2006–2007 гг. на базе временного ряда 1999–2005 гг.

Наконец, и динамика денежной массы при обработке программой «Гусеница» дала результаты значительных отклонений остатков аппроксимированного ряда от исходного на интервале 2004–2005 гг. Прогноз, сделанный на 2006–2007 гг. на базе разных временных рядов, резко отличается: прогноз на базе последних лет выделяет более значительные амплитуды циклических колебаний.

Далее в основу прогноза циклической динамики ВВП как конечного результата колебаний 8 указанных факторных показателей была положена модель множественной авторегрессии с распределенным лагом.

Чтобы доказать нестационарность временных рядов и наличие автокорреляции, распределенной во времени, данные были подвергнуты тесту Дики–Фулера [6] (табл. 1).

Таблица 1

Результаты расчета теста Дики–Фулера для 9 временных рядов факторной модели циклообразования Республики Беларусь

Наименование показателя	Фактическое значение	Критический порог для 1 %	Критический порог для 5 %	Критический порог для 10 %
СPI	-2,308052	-3,646342	-2,954021	-2,615817
CU	0,254434	-2,636901	-1,951332	-1,610747
G	0,678158	-2,636901	-1,951332	-1,610747
H	1,175706	-2,636901	-1,951332	-1,610747
I	0,295279	-2,636901	-1,951332	-1,610747
M2	7,023170	-2,636901	-1,951332	-1,610747
Nx	-0,741480	-2,636901	-1,951332	-1,610747
Trp	-0,221354	-2,636901	-1,951332	-1,610747
Y	1,125732	-2,636901	-1,951332	-1,610747

Во временных рядах фактических данных между последующими (t) и предшествующими ($t-1$) уровнями наблюдается особенно существенная автокорреляция. Однако в нашем

случае следует предположить о наличии тесной автокорреляции уровней статистического ряда и в других сдвигах по времени. Основанием такого предположения служит

наличие долгосрочного мультипликативно-го эффекта от инвестиций, госрасходов, налогов и др. [7].

Существует много способов приведения временного ряда в стационарный вид. Наиболее распространенным является метод наименьших квадратов (*MНК или LS*). Но при обработке пакетом «*Eviews 4.1*» [8] для устранения нестационарности рядов был

применен метод ВМНК (взвешенный метод наименьших квадратов): взвешивание временных рядов дотаций (CU), госрасходов (G), инвестиций (I) (табл. 2). Как правило, именно эти величины автокоррелированы между собой. Если в экономике не хватает инвестиций для ускоренного экономического роста, то их нехватку дополняют государственные финансовые средства.

Таблица 2

Результаты аппроксимации множественной авторегрессии с распределенным лагом для ВВП Республики Беларусь

Weighting series: CU*G*I [8]

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob. level
PDL01	-1,149299	0,091984	-12,49458	0,0000
PDL02	0,258488	0,024492	10,55398	0,0000
PDL03	-2,34E-05	7,83E-06	-2,989889	0,0087
PDL04	1,365698	0,052644	25,94210	0,0000
PDL05	0,176082	0,051392	3,426237	0,0035
PDL06	-1,144464	0,320040	-3,576002	0,0025
PDL07	0,478708	0,097224	4,923746	0,0002
PDL08	3,71E-05	1,35E-05	2,752273	0,0142
PDL09	-16,65813	2,018537	-8,252578	0,0000
PDL010	18,54283	1,887139	9,825892	0,0000
PDL011	-4,015020	0,446967	-8,982808	0,0000
PDL012	68,28290	10,68542	6,390284	0,0000
PDL013	-18,68930	3,302567	-5,659023	0,0000
Weighted Statistics				
R-squared	0,999801	Mean dependent var	1782,622	
Adjusted R-squared	0,999652	S.D. dependent var	1916,603	
S.E. of regression	35,75236	Akaike info criterion	10,29295	
Sum squared resid	20451,70	Schwarz criterion	10,90588	
Log likelihood	-136,2478	Durbin-Watson stat	1,804747	
Unweighted Statistics				
R-squared	0,927431	Mean dependent var	1555,432	
Adjusted R-squared	0,873005	S.D. dependent var	321,0778	
S.E. of regression	114,4206	Sum squared resid	209473,1	
Durbin-Watson stat	1,363002			

Обращает на себя внимание то, что коэффициент детерминации (R^2) очень высок и равен 0,999801, уточненный коэффициент детерминации также очень высок – 0,999652.

В последней колонке отчета программы значится «*Prob Level*» – уровни вероятности для определения значимости t-статистики. Они меньше значимого порога 0,05. Согласно расчетам программы, наибольшим значением вероятности (в строке PDL 08) является 0,0142.

Все рассчитанные коэффициенты авторегрессии модели явились статистически значимыми, так как для них выполняется

пороговое значение критерия t-статистики – больше 2 (предпоследняя колонка таблицы).

Дополнительно был проведен анализ автокорреляции остатков, т.е. разностей между фактическими и расчетными значениями. Согласно отчету программы, остатки укладывались в доверительный интервал. Значения АКФ в строках дают уровень вероятности выше 0,05, согласно которому можно отвергнуть гипотезу о наличии автокорреляции остатков.

Результирующий функционал авторегрессии факторной динамики ВВП выглядит следующим образом:

$$\begin{aligned}
 Y = & -0,8908110937 * I(-2) - 1,264646742 * I(-3) - 1,121506945 * I(-4) - 0,4613917022 * I(-5) + \\
 & 0,7156989858 * I(-6) - 2,341870971e-05 * CPI(-1) - \\
 & 4,683741942e-05 * CPI(-2) - 7,025612913e- \\
 & 05 * CPI(-3) - 9,367483884e-05 * CPI(-4) + \\
 & 1,365698293 * CU(-3) + 2,731396587 * CU(-4) + \\
 & 4,09709488 * CU(-5) + 5,462793174 * CU(-6) + \\
 & 0,1760818449 * G(-3) + 0,3521636899 * G(-4) + \\
 & 0,5282455348 * G(-5) - 0,665756509 * H(-3) - \\
 & 0,3740976023 * H(-4) + 0,8749767202 * H(-5) + \\
 & 3,081466458 * H(-6) + 3,710881802e-05 * M2(-5) + \\
 & 7,421763605e-05 * M2(-6) - 2,130325915 * NX(-2) + \\
 & 8,734885333 * NX(-3) + 8,505515628 * NX(-4) + \\
 & 49,59359586 * TPR + 61,8085892 * TPR(-1) + \\
 & 36,64498002 * TPR(-2) - 25,89723167 * TPR(-3).
 \end{aligned}$$

В итоге реализации предлагаемой методики прогнозирования удалось получить ожидаемые значения ВВП на 2006–2007 гг. (рис. 5).

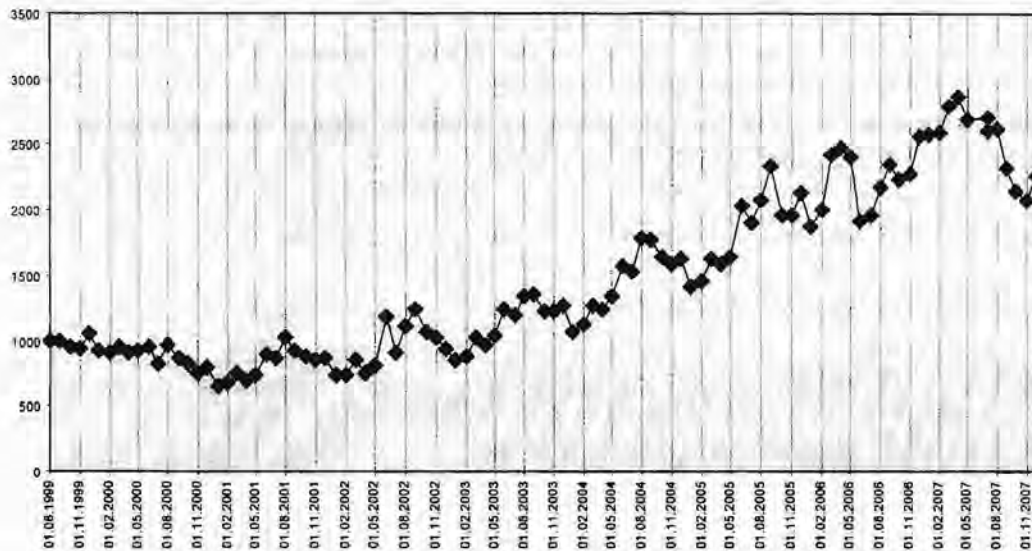


Рисунок 5. Прогноз динамики ВВП Беларуси на 2006–2007 гг. на основе множественной авторегрессии, зависящей от динамики 8 факторных признаков, смоделированных при сингулярном разложении временных рядов на гармонические колебания

До сих пор в экономической литературе встречались в основном работы по прогнозированию, учитывающие факторные признаки, но не учитывающие ни их циклическую природу, ни временной лаг запаздывания реакции ВВП. Полученный результат краткосрочного прогнозирования учитывает

не только циклические колебания, сложившиеся в макроэкономике под воздействием институциональных факторов, но и циклическую динамику самих факторных признаков. Кроме того, он учитывает наличие интервала запаздывания реакции ВВП на изменение каждой из факторных переменных.

Литература

1. Зенькова Л.П. Циклы: теоретическое наследие и реалии трансформационной экономики Беларуси. М.: Интеграция, 2006. С. 304.
2. Главные компоненты временных рядов: метод «Гусеница» // Под ред. Д.Л. Данилова А.А. Жиглявского. СПб.: Пресском, 1997. <http://www.gistatgroup.com/gus/>.
3. Голяндина Н.Э. Метод «Гусеница»–SSA: анализ временных рядов: Учеб. пособие. СПб.: Изд-во СПбГУ, 2004.
4. Временные ряды месячной динамики показателей на основе официальных статистических данных, предоставленных Министерством статистики и анализа Республики Беларусь.
5. Gordon R.G., Veitch J.M. Fixed investment in the American business cycle, 1919–1983 // The American bussines cycle: Continuity a. change / Ed. By Gordon R.G. Chicago: Univ. of Chicago press, 1986. P. 267–357.

6. Шмойлова Р.А., Минашкин В.Г., Садовникова Н.А., Шувалова Е.Б. Теория статистики. М.: Финансы и статистика, 2005.
7. Натансон И.П. Краткий курс высшей математики. СПб.: Изд-во Лань, 1997.
8. Чураков Е.П. Математические методы обработки экспериментальных данных в экономике. М.: Финансы и статистика, 2004.

Резюме

Циклические колебания в трансформационной экономике вызваны различными причинами. Особое значение приобретают факторы институциональной природы. На макродинамику оказывают разное результирующее действие внешние и внутренние показатели в зависимости от того, насколько продвинулась трансформационная система по пути рыночных преобразований. Прогнозирование должно учитывать формирование разных амплитуд циклов за неодинаковые периоды динамики факторных показателей-признаков.

Summary

Cyclic fluctuations in transformation economy are caused by various factors. These factors, which are institutional by nature gain special importance. Depending on the progress of a transformation economic system on its way to the market, external and internal factors have different resulting effect on macrodynamics. Forecasting should take into account the formation of various amplitudes of cycles for the different dynamics periods of factor parameters – attributes.