

**ФИСКАЛЬНЫЕ РЫЧАГИ И ТИПЫ ЦИКЛОВ В ЭКОНОМИКЕ  
БЕЛАРУСИ  
FISCAL LEVERS AND TYPES OF CYCLES IN ECONOMY OF  
BYELORUSSIA**

В статье обосновывается наличие распределенного во времени эффекта воздействия фискальных рычагов управления на экономическую систему. Исследования выполнялись в рамках российско-белорусского проекта «Нелинейные методы прогнозирования экономической динамики России и Белоруссии» ГО5Р-007 ГБЦД №05-29.

Presence of the effect of influence of fiscal levers of management distributed in time for economic system is proved. With this purpose cyclic fluctuations of various types in national economy of Byelorussia are revealed on the basis of the analysis of some budgetary indicators. Correlation communication of direct tax gathering and dynamics of investments into a basic capital of non-productive assignment is opened.

Функционирование белорусской экономики как трансформационной экономической системы на протяжении 14 лет обнаружило ярко выраженную цикличность развития. В мировой экономической мысли существует множество концепций, объясняющих появление тех или иных циклических колебаний в экономике, причем часть из них касается экзогенных факторов, воздействующих на рыночную экономику извне.

Экономика Беларуси не является зрелой рыночной и потому испытывает в более значительной степени экзогенные факторы циклообразования. Во-вторых, она имеет социальную ориентацию с активной ролью государства, что еще более придает государственному регулированию характер экзогенного циклообразующего фактора. В связи с этим с целью повышения эффективности управления экономической системой представляет интерес экономический анализ влияния фискальных рычагов на волновую динамику валового внутреннего продукта национальной экономики Беларуси. К таковым, в частности, относятся налоговые сборы, включая прямые; доходы, расходы и сальдо консолидированного бюджета.

Прямые налоги в макроэкономике считаются условно пропорциональными по отношению к совокупным доходам и потому относятся к автоматическим стабилизаторам экономики. Это означает, что механизм изменений объема прямых налогов уменьшает реакцию ВВП на изменение совокупного спроса. Уменьшая величину мультипликатора и, тем самым, смягчая последствия сдвигов в совокупном спросе, они помогают стабилизировать выпуск продукции. Так, любое падение инвестиций ведет к сокращению выпуска на меньшую величину.

Развиваясь циклически, трансформационная экономика Беларуси испытывает действие данного автоматического стабилизатора. Для оценки влияния прямых налогов на макродинамику возможно применение экономико-математических методов. Первоначально автор проанализировал тесноту связи между динамикой ВВП и объемом прямых налоговых сборов в консолидированный бюджет на основе расчетов коэффициентов линейной корреляции. Оказалось, что наибольшего значения коэффициент корреляции между указанными данными достигал на интервале запаздывания реакции ВВП в 1 месяц (0,5071). Однако статистическая проверка качества уравнения линейной регрессии между указанными параметрами показала недостоверность этой связи (коэффициент детерминации составил 0,2568). Используя знания о мультипликативном макроэкономическом эффекте от прироста налогов, логично предположить, что в статистических рядах указанного параметра существует автокорреляция.

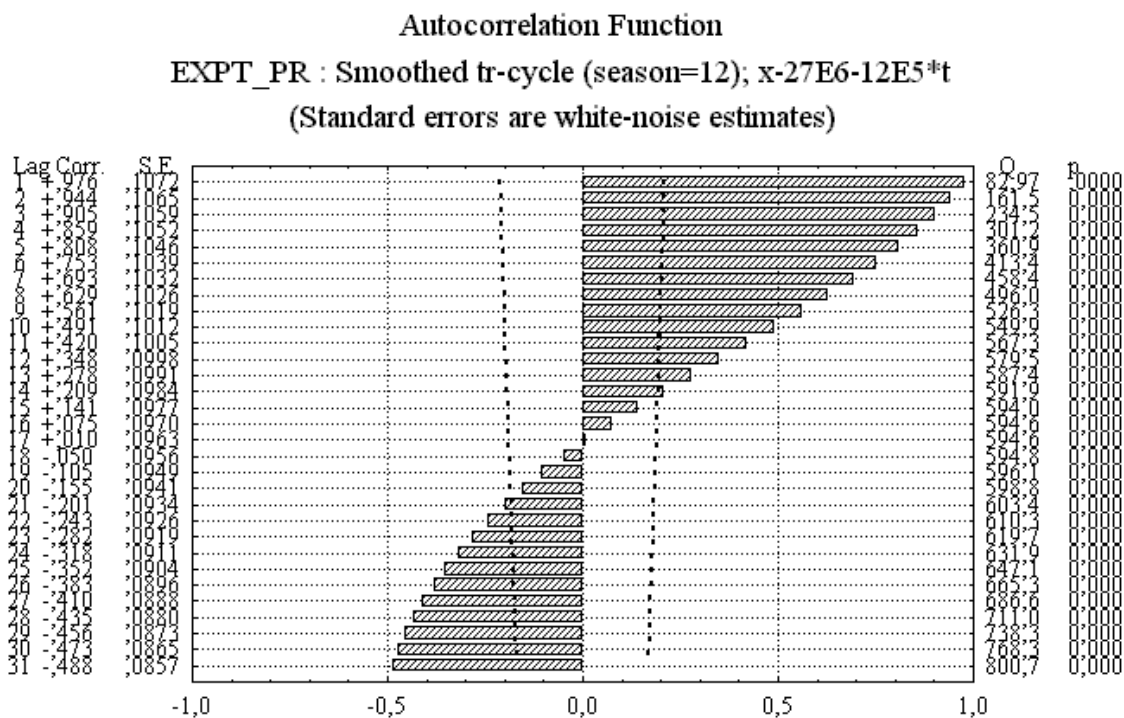


Рис.1. Коррелограмма для объема прямых налогов после удаления тренда

Использование программного пакета STATISTICA 5,5 для проверки автокоррелированности остатков и построения автокорреляционной функции (АКФ) временного ряда прямых налоговых сборов показала наличие очень большого числа коррелированных остатков, выходящих за пределы доверительного интервала их распределения. Для построения АКФ вначале был найден и убран линейный тренд статистического ряда, а затем построена коррелограмма (рис.1).

Таким образом, выяснилось, что имеется связь различных уровней внутри статистического ряда объема прямых налоговых сборов, то есть имеется наличие связи ряда с самим собой, т.е. с исходным рядом, но сдвинутым на определенное число уровней.

Действительно, объем налоговых сборов является функцией двух величин - средней ставки налогообложения и объема ВВП, поэтому функциональная математическая зависимость динамики ВВП от объемов прямых налоговых сборов будет включать автокорреляцию параметров. В таком случае более плодотворным, на наш взгляд, для выявления циклов будет анализ влияния доли прямых налоговых сборов на макроэкономику.

Таблица 1. Коэффициент корреляции между динамикой валового внутреннего продукта (ВВП) Беларуси и долей прямых налогов в ВВП с учетом различных интервалов запаздывания\*

Интервал запаздывания	0 мес.	1 мес.	2 мес.	3 мес.	4 мес.	5 мес.	6 мес.	7 мес.	8 мес.	9 мес.	10 мес.	11 мес.	12 мес.	13 мес.
значение коэффициента корреляции для месячных данных	-0,39966	-0,41448	-0,42234	-0,42017	-0,39532	-0,37798	-0,38325	-0,36696	-0,38421	-0,37661	-0,37936	-0,37258	-0,38315	-0,32254

\*Источник:[1], рассчитано на основе месячных данных за период 1995-2004гг. в млн. долл. в базовых ценах 1990г.

Результаты такого анализа приведены в табл. 1 и показывают, что между усилением прямой налоговой нагрузки на экономику и ростом ВВП существует обратно пропорциональная зависимость, что и следовало ожидать теоретически, но с интервалом запаздывания в 2 месяца.

Тем не менее, теснота связи между указанными параметрами очень мала (0,4223). Далее, попытки подбора функциональной зависимости между указанными параметрами (табл. 2) не привели к удовлетворительным результатам. Проверка общего качества подобранных уравнений с помощью коэффициента детерминации показала их несостоятельность.

Таблица 2 . Результаты подбора функциональной зависимости между ВВП и долей прямых налогов в ВВП

Функциональная зависимость доли прямых налогов (X) и ВВП (Y)	Значение коэффициента детерминации ( $R^2$ )
$y = -46,697x + 1383,6$	$R^2 = 0,1989$
$y = -276,35\text{Ln}(x) + 1573,5$	$R^2 = 0,1564$
$y = -0,018x^6 + 1,1363x^5 - 29,206x^4 + 386,55x^3 - 2741,3x^2 + 9662,5x - 11682$	$R^2 = 0,3543$
$y = 1733,7x^{-0,2782}$	$R^2 = 0,1734$

Динамика объема прямых налоговых сборов свидетельствует, что она подвержена цикличности, и период циклической волны составляет примерно 74 - 76 месяцев, т.е. 6,2 - 6,5 года. Построенная на рис.1 АКФ имеет автокорреляционные остатки, не укладывающиеся в доверительный интервал, и свидетельствует о наличии также циклической волны с полупериодом в 10 лет. Поскольку теоретически возможно получить более точные результаты обработки данных при максимальном количестве членов АКФ, равном  $n/4$ , где  $n$  - число членов ряда (количество месяцев за период с 1995 по 2004гг.), постольку для построения такой АКФ была предпринята процедура подключения виртуального компьютера с целью расширения объема памяти, так как обычно в программном пакете STATISTICA 5,5 число членов автокорреляционной функции не превышает 15.

Выявленная периодичность циклической волны характерна для так называемых циклов Кузнеца (строительных циклов). В работе 1958г. Саймона Кузнеца «Длинные волны в росте населения и связанных с ним экономических переменных» причиной длинных волн названо взаимодействие инвестиционных и демографических факторов [2]. С этой целью Кузнец даже выделил в совокупных инвестициях «population-sensitive investment» — инвестиции, чувствительные к динамике численности населения, и «investments determined by an accelerator» — инвестиции, детерминированные акселератором. К первым он отнес инвестиции в железнодорожное строительство, жилищное строительство, объекты социального назначения (основной капитал непроектируемого назначения). Их колебания были совершенно синхронизированы с 20 летними колебаниями численности населения. В.Льюис на основе анализа обширного статистического материала доказал существование «циклов Кузнеца» во Франции, Германии, Великобритании [3].

Почему же период в 20 лет прослеживается и на объеме прямых налоговых сборов Беларуси? Для ответа на этот вопрос следует проанализировать динамику объема инвестиций в основной капитал

непроизводственного назначения, на который в качестве причины появления такой циклической волны и указал С.Кузнец. Построение АКФ выявило также наличие в динамике инвестиций в основной капитал непроизводственного назначения циклических волн с периодом 7 лет и с полупериодом 10 лет.

Таким образом, динамика объема такого рода инвестиций каким-то образом связана с долей прямых налогов в ВВП. Хотя проверка традиционными экономико-математическим средствами такой зависимости не показала: максимальный коэффициент корреляции между объемом непроизводственных инвестиций и объемом прямых налогов в консолидированный бюджет составил с 1-месячным интервалом запаздывания 0,31063. Подбор уравнений нелинейной регрессии не дал достоверной зависимости: не удалось добиться коэффициента детерминации больше, чем  $R^2 = 0,1096$ .

С теоретической точки зрения указанная зависимость очевидна. Прямые налоги относятся к встроенным стабилизаторам экономики. Их увеличение приводит к сокращению располагаемого национального дохода, а значит, к сокращению сбережений и инвестиций. В макроэкономике известен мультипликативный эффект от изменения пропорциональной налоговой ставки. Но эта зависимость не является, на наш взгляд, одномоментной и потому не улавливается обычными экономико-математическим инструментами. Причина кроется, на наш взгляд, в распределенном во времени эффекте от повышения (снижения) налогов на изменение инвестиций в разных отраслях по принципу цепной реакции.



Рис.2. Мультипликативный эффект влияния снижения прямой налоговой нагрузки на инвестиционную активность.

Повышение прямых налогов в строительстве ( $\Delta t$ ) приводит к сокращению инвестиций в самом строительстве в первую очередь ( $\Delta I_t$ ). Затем наступает цепная реакция снижения инвестиционной активности в смежных отраслях: индустрии строительных материалов ( $\Delta I_{t+1}$ ), производстве строительной техники ( $\Delta I_{t+2}$ ), транспортных средств ( $\Delta I_{t+3}$ ), в поставках строительных конструкций, специализированной торговле стройматериалами и стройдетальями ( $\Delta I_{t+n}$ ).

Причем между всеми этими изменениями проходит время (механизм передачи между смежными отраслями 1, 2, 3 изображен на рис.2). Такой процесс характерен именно для динамических моделей экономики. Математическое описание такого поведения макроэкономического показателя  $Y$  в зависимости от фактора  $x_i$  возможно с помощью авторегрессионных моделей с распределенным лагом (ADL).

В связи с этим возникла необходимость создания программы, отслеживающей циклические колебания в динамике инвестиций и налоговых сборов. Она была разработана на базе пакета МАТЕМАТИКА 5 и включала операций по последовательному удалению линейно-гармонических трендов с расчетом остатков. Это позволило специфицировать распределение инвестиционных волн во времени уравнением:

$$I = 9,154222 + 0,081246 I_{t-1} + 0,106195 I_{t-2} + 0,04365 I_{t-3} + 0,635805 I_{t-12} \quad (1)$$

При этом коэффициент множественной корреляции составил 0,7673. Множественный коэффициент детерминации ( $R^2$ ), применявшийся также для оценки качества уравнения, характеризовал долю вариации результата ( $I$ ), вызванную изменением различных уровней того же признака, но сдвинутых во времени, и составил 0,7853.

Тот факт, что инвестиции ведут себя как волнообразный динамический процесс, распределенный во времени, подтвердил и спектральный анализ их временного ряда. Этот метод широко применяется в аналитике и прогнозе с 70-х годов, однако до сих пор не используется в практике прогнозирования и управления национальной экономикой Беларуси. Динамика любого экономического процесса представлена с его помощью в виде гармонических колебаний, как совокупность наложения волн различной амплитуды и частоты друг на друга. Использование программного пакета STATISTICA позволило выявить в динамике инвестиций 5 волн различной амплитуды и достаточно низкой частоты:

- (1) 130E3:0,3333 (2) 100E3:0,0833  
 (2) (3) 929E2:0,1667 (4) 833E2:0,0076 (5) 817E2:0,5000

Однако построение периодограммы (рис.3) показало, что даже на данном этапе спектрального анализа не все волны циклов выявлены.

Для уточнения гармонических колебаний нами был модифицирован программный пакет STATISTICA и приспособлен к построению автокорреляционной функции остатков после удаления не линейного, а линейно-гармонического тренда, причем такая процедура могла применяться неоднократно.

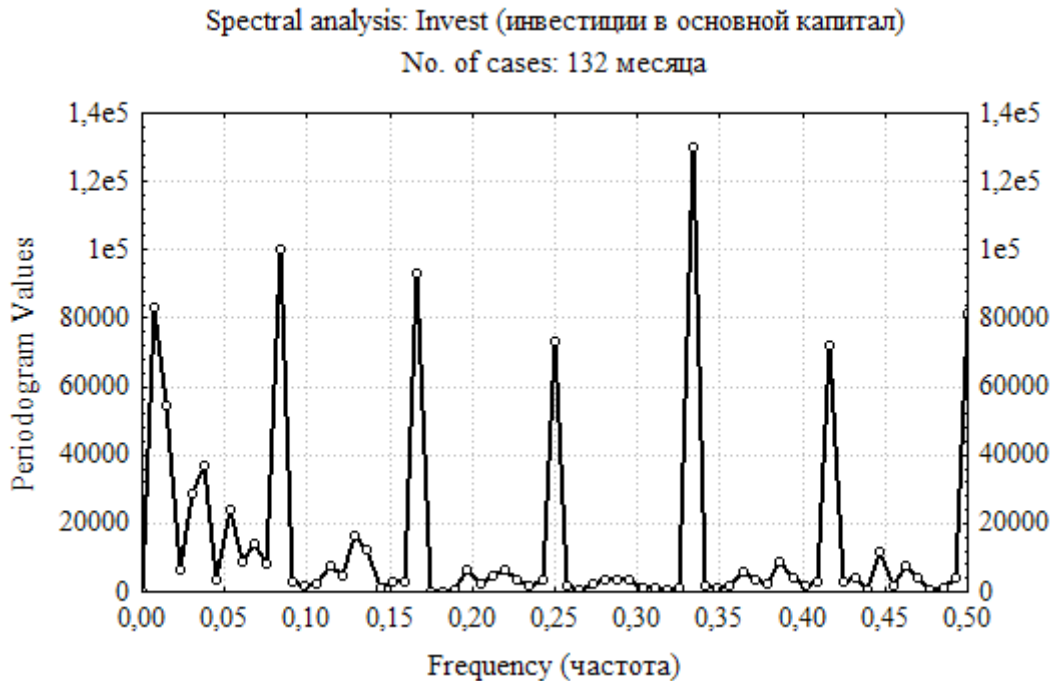


Рис.3. Результаты спектрального анализа временного ряда инвестиций в основной капитал за период 1994-2004 гг. в млн. долл. в базовых ценах 1990 г.

Применение этой методики к обработке базового временного ряда инвестиций в основной капитал подтвердило результаты спектрального анализа, но выявило более 10 «гармоник» с различной частотой, в частности:

$$Y = 2,59134 - 0,0401171x - 34,629 \cos(35,2271 + 0,526146x); \quad (2)$$

$$Y = 9768939 + 1,07009x + 19,2412 \cos(49,9494 + 0,337674x). \quad (3)$$

В результате проведенных исследований напрашивается вывод, что следует рассматривать эффект известного мировой экономической мысли налогового мультипликатора с учетом временных лагов запаздывания реакции инвестиций в смежных отраслях:

$$m_T^t = \frac{\Delta D_t - \Delta I_t}{\Delta I_t} + \frac{\Delta D_{t+1} - \Delta I_{t+1}}{\Delta I_{t+1}} + \dots + \frac{\Delta D_{t+n} - \Delta I_{t+n}}{\Delta I_{t+n}} \quad (4)$$

где

$MPC$  - предельная склонность к потреблению;

$\Delta D_{t+i}$  - прирост совокупных доходов в период времени  $t+i$ ;  $\Delta I_{t+i}$  - прирост совокупных инвестиций в период времени  $t+i$ ;  $i = 1, 2, 3, \dots, n$ .

Аналогичным образом следует рассматривать формализованное представление инвестиционного мультипликатора.

Аналогичным образом, как и в случае с прямыми налогами, оказались автокоррелированными остатки в динамике всех налогов и приравненных к ним налоговых сборов (и не укладывались в доверительный интервал) после удаления тренда. После анализа автокорреляционной функции остатков обнаружилась наиболее яркая циклическая волна в динамике общих налоговых сборов: с периодом в 20 месяцев и интерференция волны с более продолжительным периодом (приблизительно 7-7,5 лет). Волна аналогичной продолжительности была ранее отмечена при исследовании динамики всего объема инвестиций в основной капитал.

В связи с вышеизложенным в целях изучения факторного влияния налогового прессинга на ВВП более целесообразно применять долю налогов и сборов в ВВП. Попытки выявления тесноты связи между усилением налогового давления на экономику в целом и динамикой ВВП привели к следующим результатам: во-первых, эта зависимость существенна, с интервалом запаздывания реакции ВВП 5 месяцев (максимальный коэффициент корреляции составляет 0,515023), во-вторых, носит прямо пропорциональный характер.

Очевидно, что разница в интервалах запаздывания реакции ВВП на изменение доли прямых налогов (2 месяца) и доли всех налогов (5 месяцев) связана с различным мультипликативным влиянием прямых (пропорциональных) и косвенных (аккордных) налогов на макродинамику. Возможна в связи с этим различная цикличность косвенных налогов по сравнению с прямыми, обнаруженной на рис.1. Однако косвенные сборы, как оказалось, плохо коррелированы (максимальный коэффициент корреляции достигнут на интервале 5 мес. и составил 0,243). Поэтому для прогноза влияния налоговых рычагов управления экономикой лучше всего представить некую усредненную долю всех налогов в ВВП. Подбор функциональной зависимости между указанными параметрами и ВВП дает наибольшую точность лишь для полиномиальной зависимости (коэффициент детерминации равен 0,4043), но и она не является удовлетворительной.

На основе вышеуказанного анализа влияния налоговой нагрузки на динамику ВВП можно заметить, что зависимость между ними гораздо сложнее, чем можно подобрать из имеющегося перечня функций, и что она



опять-таки связана с цепным сокращением инвестирования в смежных отраслях под действием роста налоговой нагрузки.

Дальнейший анализ автором влияния фискальных рычагов на циклообразование в Белоруссии касался доходов, расходов и сальдо консолидированного бюджета. Статистическая проверка временного ряда доходов консолидированного бюджета показала ситуацию, аналогичную временным рядам прямых и общих налоговых сборов: наблюдалась автокорреляция, и даже после удаления тренда в динамике всех доходов консолидированного бюджета имелись автокоррелированные остатки, не укладывавшиеся в доверительный интервал.

И в динамике отклонений колебаний от тренда на рис.4, и в динамике автокоррелированных остатков, выходящих за доверительный интервал, прослеживается циклическая волна «промышленного цикла» с периодом 86-88 месяцев (7-7,3 года), то есть та же, что и в динамике налоговых сборов и инвестиций в основной капитал. В связи с наличием автокорреляции временного ряда в практике среднесрочного прогнозирования будет некорректным применять объем доходов консолидированного бюджета в качестве фактора, влияющего на циклообразование, лучшие результаты даст использование доли доходов консолидированного бюджета в ВВП.



Рис.4. Динамика объема доходов консолидированного бюджета Беларуси за 1995-2004 гг. после удаления тренда (помесячные данные пересчитаны в млн. долл. в базовых ценах 1990 г.)

Анализ факторной зависимости ВВП от указанного показателя позволил сделать предварительный вывод, что между ними имеет место одномоментная корреляционная связь, так как наибольшее значение коэффициента корреляции приходится на текущий месяц.

Однако теоретически такого быть не может. Более того, при отсутствии интервала запаздывания реакции ВВП на изменение доходов бюджета (характеризующих степень контроля государства над финансами экономики, и, следовательно, степень регулирования рыночных отношений в трансформационной экономике Беларуси вообще) трудно судить однозначно о причинно-следственной связи между указанными параметрами. На наш взгляд, здесь имеет место диалектическая взаимозависимость. Следовательно, подбор статической математической зависимости между данными параметрами теряет экономический смысл. Необходимо так же, как и в случае с инвестициями, распределить авторегрессионную модель государственных доходов (D) по временным лагам:

$$\begin{aligned}
 D = & 0,2408D_{t+1} + 0,1725D_{t+10} + 0,2497D_{t+11} + \\
 & + 0,4754D_{t+12} + 0,0249D_{t+2} - 0,0611D_{t+3} - \\
 & + 0,0349D_{t+4} + 0,00725D_{t+5} - 0,0833D_{t+6} - \\
 & - 0,0205D_{t+7} + 0,02231D_{t+8} + 0,07726D_{t+9}
 \end{aligned} \quad (5)$$

При этом коэффициент детерминации составил 0,7241.

Таким образом, доходы консолидированного бюджета вызывают лишь частично распределяющийся во времени эффект воздействия на экономику, связанный с высокой долей налоговых сборов в доходах. Остальные неналоговые доходы «смазывают» картину распределенного волнового эффекта.

Анализ влияния уровня расходов консолидированного бюджета на макродинамику за период 1995-2004гг. в Беларуси на основе помесечных данных, пересчитанных в млн. долл. США в базовых ценах 1990г., показал следующее. Во-первых, существует циклическая волна госрасходов с периодом приблизительно 86 месяцев (чуть более 7 лет). Во-вторых, анализ остатков показывает, что они все-таки содержат периодическую компоненту. Построение автокорреляционной функции выявило наличие циклической волны с полупериодом 10 лет, то есть опять-таки прослеживается волна цикла Кузнеця, обусловленная колебаниями инвестиций в основной капитал непромышленного назначения. Такая ситуация как нельзя лучше характеризует стратегическую линию правительства Беларуси на развитие социальной сферы, расширение жилищного строительства и всемерную государственную поддержку указанных целей. За период самостоятельного существования Беларуси как государства доля инвестиций в основной капитал непромышленного назначения не была менее 33-37%. [5].

Очевидно, что изменение госрасходов является реакцией правительства на протекание очередной фазы цикла. Поэтому в данном случае имеет смысл анализировать влияние на макродинамику не доли госрасходов в ВВП, а непосредственно самого объема расходов консолидированного бюджета. Тем более, что экономико-математические методы подтверждают неэффективность использования в качестве аналитической базы удельный вес госрасходов в ВВП: максимальный коэффициент парной корреляции достигается на 2-месячном интервале запаздывания реакции ВВП и равен всего -0,215. Характерен знак минуса, свидетельствующий о том, что чем больше доля госрасходов от ВВП, тем меньше рост ВВП. Речь идет о неэффективности государственных инъекций в экономику, о необходимости интенсификации развития рыночной экономической системы.

Временной ряд госрасходов оказался менее автокоррелирован, чем ряд инвестиций. Иначе, вливания в экономику госрасходов, как правило, лишь частично вызывают распределенную во времени волновую реакцию повышения совокупных доходов. Это связано, в первую очередь, с целевой направленности части госрасходов на поддержание убыточных производств.

Анализ влияния сальдо консолидированного бюджета не подтвердил ожидаемые теоретические положения об эффективности бюджетного сальдо как антициклической меры: наибольший коэффициент корреляции между помесечными данными за исследуемый период наблюдался на интервале запаздывания 10 месяцев и составил всего 0,2012. Однако и для этого значения проверка коэффициентом детерминации опроверг достоверность гипотезы ( $R^2=0,0291$ ).

На основе проведенных исследований можно сделать следующие выводы:

1. Между применяемыми фискальными инструментами регулирования экономики и реакцией на них валового внутреннего продукта существует различный временной интервал запаздывания, а именно для:

- доли прямых налоговых сборов в ВВП - 2 месяца;
- доли всех налоговых сборов в ВВП - 5 месяцев;
- доли доходов консолидированного бюджета в ВВП - 0 месяцев.

2. Благодаря разработке программы «фильтрации» гармонических колебаний в динамике макропоказателей цикличность экономических процессов в Беларуси обнаружена не только в результирующей динамике ВВП, но и в динамике отдельных макропоказателей, тесным образом связанных с причинами, вызывающими те или иные волны. В частности, волны разной периодичности обнаружены при анализе динамики следующих показателей:

- объема прямых налоговых сборов - 6,2-6,5 года и 20 лет (циклы Кузнецца);

- объема инвестиций в основной капитал непроизводственного назначения - 7 лет и 20 лет;
- объема общих налоговых сборов в консолидированный бюджет - 1,8-2 года (малые волны) и 7-7,5 лет;
- объема доходов консолидированного бюджета - 7-7,3 года;
- объема расходов консолидированного бюджета - 7,2 года и 20 лет.

Указанные расчетные данные следует использовать в прогнозе трендов развития переходной экономики Беларуси.

3. В связи с наличием как интервала запаздывания реакции инвестиций в целом на изменение налоговых ставок, так и распределенного во времени эффекта от падения налоговой нагрузки на инвестиционной активности в смежных отраслях экономики, необходимо учитывать полученные расчетные данные в построении нелинейных экономико-математических моделей прогнозов динамики экономической системы. Кроме того, корректировку экономической политики текущего периода необходимо проводить с учетом рассчитанных нами неизбежных остаточных эффектов от воздействия рычагов экономической политики предыдущих периодов.

#### Литература

1. Статистический бюллетень. - Мн.: Министерство статистика и анализа Республики Беларусь», 1996. - №12. - С. 81; 2001. №12. - С.76; 1999. - №12.- С. 78; 1998. - №12. - С. 79; 2002. - №12. - С.68; 2003. - №12. - С.67; 1997. - №12. - С.82.

2. Kuznets S. Long swings in the growth of population a. related economic variables // Amer. philosoph. society Proceedings. - Philadelphia, 1958. - Vol. 102, №1. - P. 25-52.

3. Lewis W., O'Leary P. Secular swings in production and trade // Manchester school of econ. a social studies. - Manchester, 1955.- Vol. 23, №2. P.113-152.

4. Новиков М.М. Разработка динамической модели потребительских расходов // Вестник БГЭУ. - 2005. - №5. - С.36-41.

5. Основные показатели инвестиционной деятельности за январь-декабрь 2003г.- Минск: Минстат РБ., за 2002, 2004 - С.3-4; Основные показатели капитального строительства (предприятия и организации всех форм собственности).- Минск: Минстат РБ, 1995.- С.2-4; 1996.-С.2-4; 1997. - С.2-4,9; 1998. - С.2-4; 1999.- С.2-5; за 2000. -С.8-9.