С.Ф. МИКСЮК, Н.И. ХОЛОД, Я.Н. ЖИХАР, В.А. КУСТИКОВ

КОМПЛЕКСНАЯ МОДЕЛЬ СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКОГО РАЗВИТИЯ РЕСПУБЛИКИ БЕЛАРУСЬ: МЕТОДОЛОГИЯ И МЕТОДИКА ПОСТРОЕНИЯ (Часть 2. Начало в № 6 2001 г.)*

Основным принципом построения модели является ее ориентация на имеющуюся статистическую базу. Так, национальная статистика республики не приводит данных, которые позволили бы построить производственную функцию Кобба-Дугласа для оценки ВВП со стороны факторов предложения: отсутствуют методологически сопоставимые динамические ряды численности занятых, основных фондов в сопоставимых ценах, нет информации о степени загрузки производственных мощностей. Поэтому авторы отказались от построения функции и попытались найти альтернативные, статистически обеспеченные варианты оценки ВВП со стороны факторов предложения, хотя и здесь были сложности, связанные с несовершенством измерения показателей, что заставило ввести некоторые допущения в модель. Не сразу, например, понятно, что делать в случае, когда росту ВВП в 1997 г. на 11,4 % соответствует увеличение среднегодовой численности занятых лишь на 0.1~%. Формально это означает, что производительность труда (ВВП на одного занятого) увеличилась на 11.3~%. Учитывая относительную инерционность показателя и отсутствие массового технологического обновления производства, можно предположить, что такая нереальная динамика предопределена несовершенством измерения численности занятых. Последние в белорусской статистической отчетности приведены в условиях различной продолжительности рабочей недели и по этой причине не отражают динамику фактически отработанного рабочего времени. В этой связи вряд ли динамический ряд численности занятых и, как следствие, рассчитанный на его основе ряд производительности труда можно рассматривать как методологически сопоставимый. Поэтому в модель вводится допущение, что продолжительность рабочей недели в прогнозный период сохраняется на уровне базового года. В рамках такого допущения уже можно говорить об инерционности динамики производительности труда, в результате чего представляется возможной ее экспертная оценка на прогнозный период. Поэтому данный показатель вводится экзогенно, в то время как численность занятых рассчитывается в процессе модельных расчетов.

В эконометрические зависимости введены лишь наиболее значимые с позиции экономического анализа факторы. В рамках описания методического подхода не уточняется полный набор объясняющих факторов, типы показателей (цепной индекс, базовый индекс, абсолютный показатель, темп прироста) и величина временных лагов — все это будет установлено в процессе статистической оценки параметров на реальных данных. Хотя при описании зависимостей представлена линейная форма связи, однако такой вид следует рассматривать лишь как первоначальный. Авторы не исключают того, что зависимость в конечном варианте может иметь линейно-логарифмическую форму или быть смешанной — выбор формы зависит от

Светлана Федоровна МИКСЮК, кандидат экономических наук, докторант БГЭУ;

Николай Игнатьевич ХОЛОД, доктор экономических наук, профессор, зав. кафедрой прикладной математики и экономической кибернетики БГЭУ;

Ярослав Николаевич ЖИХАР, кандидат экономических наук, доцент кафедры прикладной математики и экономической кибернетики БГЭУ;

Виталий Авраамович КУСТИКОВ, кандидат экономических наук, зав. сектором НИЭИ Министерства экономики Республики Беларусь.

^{*}Работа выполнена при поддержке Фонда фундаментальных исследований (проект № Г99-153).

статистических характеристик. Главное требование, предъявляемое к виду соотношения, его экономическая интерпретируемость.

Исходя из закладываемого в эконометрическую модель сценария, параметры кредитно-денежной политики оказывают непосредственное влияние на отраслевые объемы производства посредством поддержания низкорентабельных предприятий и на конечный спрос через стимулирование роста реальной зарплаты. Поэтому при построении уравнения динамики физического объема производства в низкорентабельных и неконкурентоспособных отраслях (сельское хозяйство, строительство) представляется справедливой следующая гипотеза — уровень производства в этих отраслях определяется возможностью доступа к льготным кредитам:

$$KY_i = a_{0i} + a_{1i} \frac{DSR_i}{p}, i = 1, 2,$$
 (1)

где KY_i — объем продукции i-й отрасли в сопоставимых ценах; DSR_i — прирост кредитов, выделяемых i-й отрасли; p — индекс цен.

В таком виде (соотношение прироста кредитов и цен) прирост кредитов как бы представлен в сопоставимых ценах и его правомерно коррелировать с показателем физического объема производства.

Содержательный анализ динамики физического объема промышленного производства показал, что к основным факторам промышленного роста в открытой экономике Беларуси следует отнести в первую очередь объем экспорта. В то же время объем импорта как показатель, отражающий фактор импортозамещения, не может быть одновременно с экспортом включен в регрессионную модель из-за тесной линейной взаимосвязи с ним. В качестве фактора, оценивающего роль импортозамещения, в модель вводится обменный курс. Это связано с тем, что девальвация является первичным фактором, способствующим снижению импорта вследствие удорожания импортной продукции и, как следствие, росту внутреннего спроса. К значимым факторам, определяющим динамику промышленного производства в переходной экономике республики, следует отнести возможность доступа промышленных предприятий к кредитным ресурсам для пополнения оборотных средств, что особенно актуально в условиях жесткой кредитно-денежной политики. В рамках высказанных соображений регрессионную модель промышленного роста в Беларуси можно представить следующим образом:

$$KY_{IND} = a_0 + a_1X + a_2\left(\frac{e}{p}\right) + a_3\left(\frac{DSRT}{p}\right),\tag{2}$$

где X — объем экспорта; $\left(\frac{e}{p}\right)$ — реальный обменный курс национальной валюты; $\left(\frac{DSRT}{p}\right)$ — прирост кредитов на текущие расходы в сопоставимых ценах.

В соответствии со сценарием определяют параметры кредитно-денежной политики в период прогнозирования до двух лет и доходы населения. Тесная корреляционная зависимость динамики реальной заработной платы и реальной денежной массы подтверждается результатами статистического анализа (коэффициент корреляции 0,97). В соответствии с экономической теорией представляется необходимым введение в модель фактора производительности труда. Однако в силу отсутствия методологической сопоставимости динамического ряда производительности труда зависимость последнего и заработной платы не исследовалась. Поэтому предлагается динамику реальной зарплаты на сегодняшний день (до появления более надежных данных о производительности труда) описывать в форме регрессии:

$$KW = a_0 + a_1 \left(\frac{M2}{p}\right),\tag{3}$$

где KW- среднемесячная заработная плата одного занятого в постоянных ценах; $\left(\frac{M2}{p}\right)-$ денежная масса M2 в постоянных ценах.

Параметры кредитной политики непосредственным образом участвуют и в формировании уравнений динамики инвестиций населения и предприятий. Содержательный анализ экономики республики показывает, что основными факторами инвестиционной активности секторов являются их финансовое положение, а также доступ секторов к льготным кредитным ресурсам. Это предопределяет следующие зависимости для инвестиций населения и инвестиций предприятий:

$$KIP = a_0 + a_1 \left(\frac{DSRP}{p}\right),\tag{4}$$

$$KIF = a_0 + a_1 \left(\frac{\overline{R}}{p}\right) + a_2 \frac{DSRI - DSRP}{p},\tag{5}$$

где KIP, KIF — соответственно инвестиции населения и предприятий в постоянных ценах; DSRP — прирост кредитов на жилищное строительство; \overline{R} — прибыль, за вычетом налогов; DSRI — прирост долгосрочных кредитов.

Так же, как и в соотношении (1), дефлирование кредитных и финансовых показателей позволяет их соотносить с физическими объемами инвестиций. В уравнение, описывающее динамику инвестиций населения, не включены доходы населения как фактор, определяющий финансовое положение сектора, в силу того, что доходы населения очень низки и используются преимущественно на текущие цели.

Ценовая модель в соответствии с результатами анализа эмпирических данных Беларуси за 1992-1999 гг. требует включения как факторов спроса, так и факторов издержек. Первая группа представлена показателями ставки процента (SR) и денежной массы (агрегат M2), характеризующими монетарную составляющую инфляции. Обменный курс как индикатор динамики внешних цен и заработная плата формируют вторую группу факторов. Однако показатель заработной платы из модели был исключен, поскольку отмечается, как указывалось выше, его коллинеарность с денежной массой. Регрессионная зависимость индекса потребительских цен как показателя, характеризующего инфляционные процессы, в общем виде может быть представлена:

$$p = a_0 + a_1 M_2 + a_2 \left(\frac{e}{p}\right) + a_3 (SRP), \tag{6}$$

где M2 — номинальная денежная масса (агрегат M2), (SRP) — реальная ставка процента.

При построении уравнения динамики реального обменного курса использовалась очевидная гипотеза, что в условиях ограниченных валютных резервов денежная масса предопределяет уровень рыночного обменного курса. При этом существует определенная инерционность, выражаемая зависимостью реального обменного курса данного периода от курсов в предыдущие периоды. Вероятно, стартовым вариантом регрессионной зависимости для оценки обменного курса может быть уравнение:

$$\left(\frac{e}{p}\right)_t = a_0 + a_1 \left(\frac{M2}{p}\right)_{t-L_1} + a_2 t + a_3 \left(\frac{e}{p}\right)_{t-L_2},$$
 (7)

где t — индекс времени; L_1 , L_2 — временные лаги, соответствующие максимальному коэффициенту корреляции между реальным обменным курсом и соответствующими факторами.

Отметим, что аналогичное уравнение, построенное по месячным данным 1992-1996 гг. с лагами $L_1=2,\ L_2=2,\$ использовалось для прогнозирования реального обменного курса российского рубля. Данное уравнение также показало хорошие прогнозные результаты при оценке обменного курса в других развивающихся экономиках.

Влияние налогово-бюджетной политики на основные макропоказатели непосредственно учитывается в описании формирования финансовых ресурсов предприятий, располагаемых доходов населения, а также при прогнозировании разры-

ва индекса потребительских цен и цен производителей. В соответствии с логикой модельных расчетов именно посредством этих показателей параметры налоговой политики оказывают влияние на инвестиционную активность и текущие расходы секторов.

Учет влияния параметров налогообложения при описании формирования чистой прибыли исходит из балансового уравнения:

$$R = (p^{y} \cdot KY - M - L \cdot KW \cdot p(1 + t_{c}) - A)(1 - t_{R}), \tag{8}$$

где p^y — дефлятор валового выпуска; KY — валовой выпуск в постоянных ценах; M — промежуточные затраты; L — численность занятых; t_c — норматив отчислений на социальное страхование; A — амортизация; t_R — ставка налога на прибыль.

Величина чистой прибыли при заданных выпусках, ценах и занятости может варьироваться за счет изменения уровня материалоемкости производства в неизменных ценах, изменений в уровне оплаты труда и начислений на нее, изменений политики налогообложения прибыли.

Учет влияния подоходного налога на формирование располагаемых доходов населения описывается на основе соотношения:

$$\overline{y}^p = \frac{L \cdot KW \cdot p + G_p}{1 - S_p} - t_p \cdot L \cdot KW \cdot p, \tag{9}$$

где \overline{y}^p — располагаемые доходы населения; G_p — социальные трансферты из бюджета; S_p — доля прочих (кроме зарплаты и социальных трансфертов) доходов в общем объеме денежных доходов населения; t_p — ставка подоходного налога.

Располагаемые доходы населения в соответствии с формулой (9) могут изменяться в зависимости от уровня оплаты труда, социальных выплат из бюджета и политики налогообложения доходов физических лиц.

Воздействие изменения режима косвенного налогообложения описывается при формировании индексов цен производителей: например, при прочих равных условиях повышение ставки налога на добавленную стоимость увеличивает разрыв между индексом потребительских цен и цен производителей. Динамика соотношения цен может быть определена на основе выражения

$$\frac{p^p}{p} = \frac{1 - S_v (1 + t_v - t_{v_0})}{1 - S_v},\tag{10}$$

где p^p — индекс цен производителей; $S_{\rm v}$ — доля косвенных налогов в валовой продукции; $t_{\rm v}$, $t_{\rm v_0}$ — ставки косвенных налогов в прогнозный и базовый периоды.

Формула (10) получена из сравнительного представления структуры потребительских цен и цен производителей.

В целом формирование налогово-бюджетных показателей определяется по следующей схеме. В рамках системы модельных расчетов, исходя из экзогенно заданных ставок налогов и прогнозируемых налогооблагаемых баз, определяются поступления в бюджет и внебюджетные фонды: по подоходному налогу T_p , по косвенным налогам T_v , по налогу на прибыль T_R , поступления по социальному страхованию T_c . Расчет до полной величины поступлений в целом производится с помощью фиксированных коэффициентов, исчисленных по данным отчетного периода:

$$T = \frac{T_p + T_v + T_R + T_c}{1 - S_t},\tag{11}$$

где T — общая сумма доходов бюджета и внебюджетных фондов; S_t — доля прочих поступлений (кроме перечисленных) в бюджет и внебюджетные фонды.

В расходной части бюджета в рамках модельных расчетов выделяются социальные трансферты G_p , субсидии предприятиям G_f , текущее государственное потребление G_c , инвестиции из бюджета и внебюджетных фондов G_I . Расчет до

полной величины расходов бюджета и внебюджетных фондов также производится с помощью фиксированного коэффициента S_G , вычисленного по данным отчетного периода:

$$G = \frac{G_p + G_f + G_c + G_l}{1 - S_G},\tag{12}$$

где G- общая величина расходов бюджета и внебюджетных фондов.

Величина бюджетного (включая внебюджетные фонды) дефицита равняется: D = T - G.

Следует еще раз подчеркнуть, что описанный подход к построению эконометрической модели является сценарным, а реализующая его модель — рекурсивной. Следует иметь в виду, что обладая существенными достоинствами (экономическая интерпретируемость модельных расчетов, возможность использования стандартного математического обеспечения), при изменении сценария развития экономических процессов модель может потребовать определенной модификации. Так, совершенно очевидно, что в условиях проведения политики жестких бюджетных ограничений основными факторами, определяющими динамику объемов производства в низкорентабельных отраслях, становятся ставка процента и рентабельность отраслей. Это потребует изменения отдельных регрессионных зависимостей в части введения нового набора факторов. Однако модельное описание белорусской экономики через равновесие частных рынков и их взаимодействие между собой обеспечивает устойчивость логической схемы модели в целом.

Предварительные оценки отдельных регрессионных зависимостей показали, что основная проблема на сегодняшний день состоит в отсутствии качественной статистической базы.

В большей степени для целей среднесрочного прогнозирования подходят годовые данные, тем более, что статистика представляет отчетность по всему кругу используемых в эконометрической модели показателей. Сложность реализации такого подхода заключается в малых рядах годовых данных: лишь с 1992 г. данные представляются в соответствии с требованиями международной классификации и в методологии национальных счетов. Увеличение динамического ряда за счет включения в него данных до 1992 г. требует пересчета показателей с тем, чтобы обеспечить методологическую сопоставимость показателей расширенного ряда.

Как альтернативный вариант авторами рассматривается возможность использовать месячные данные в качестве статистической базы. В этом случае основная проблема состоит в ненадежности месячных данных, исключение составляют лишь кредитно-денежные показатели. Дело в том, что в белорусской статистике месячные и квартальные данные представляются единожды и больше не пересматриваются, в то время как отчетность по годовым показателям корректируется в течение нескольких последующих лет. В этом смысле ряды месячных данных могут оказаться несогласованными. Во избежание такой опасности, вероятно, требуется провести корректировку по согласованию месячной и годовой отчетности. Также представляемые месячные данные сезонно не откорректированы. Все это требует большого объема работы по подготовке информационной базы для статистических оценок. Кроме того, следует иметь в виду, что набор показателей годовой отчетности шире месячных. В частности, конечное потребление домашних хозяйств представлено только в годовой отчетности.

В части решения проблем малой выборки и качества данных предполагается при построении эконометрической модели однофакторные регрессии оценивать на основе годовых данных, а многофакторные — на основе месячных. Это означает, что по месячной статистике будут оцениваться: индекс потребительских цен, обменный курс, импорт, объем промышленного производства, инвестиции за счет средств предприятий. Для оценки первых четырех показателей привлекается месячная статистика денежно-кредитных счетов и платежного баланса, которая является наиболее надежной. Для оценки инвестиций за счет средств предприятий требуются данные о чистой прибыли предприятий, месячная отчетность по кото-

рой отсутствует. Данные о прибыли имеются в квартальной финансовой отчетности, но, к сожалению, данный показатель охватывает не весь круг предприятий. К тому же месячные (квартальные) данные о налоговых поступлениях предприятий также не являются надежными в том смысле, что имеется некоторый временной лаг, связанный с прохождением платежей. Безусловно, в части надежности годовые данные о чистой прибыли обладают неоспоримыми преимуществами. Исходя из этих соображений, авторы предполагают вместо многофакторной построить две простые регрессии оценки инвестиций за счет средств предприятий (в зависимости от чистой прибыли и от внутренних кредитов) и при условии достаточной статистической надежности использовать в модели одну из них в зависимости от приоритетности целей прогнозирования.

Несмотря на стремление увеличить объем выборки, она остается достаточно малой (в большей степени это касается годовых данных) для того, чтобы быть уверенным в отсутствии эффекта ложной регрессии. Значит, привычные статистические характеристики, такие как коэффициент детерминации R^2 , t-статистики, F-статистики, могут указывать на наличие связи там, где на самом деле ее нет. Результатом построения такой модели является отсутствие свойства состоятельности оценок параметров регрессии, т.е. последние не будут сходиться по вероятности к истинным значениям параметров по мере увеличения размеров выборки. В этой связи принципиальную значимость имеет вопрос поиска спецификаций, обеспечивающих устойчивость параметров регрессии при варьировании длины выборки. Поэтому при построении модели предполагается привычные статистические характеристики дополнить исследованием дрейфа параметров регрессии.

Построение регрессионного уравнения осуществляется путем перебора различных спецификаций функций регрессии и выбора наилучшей как с позиций соблюдения формальных статистических характеристик, так и интерпретируемости зависимости с содержательной точки зрения. Варианты спецификаций, как указывалось выше, определяются различными видами включения в регрессию показателей (темп роста, абсолютные показатели, темп прироста и т.д.) и различными формами взаимосвязей. Что касается статистических характеристик, то для прикладного экономического исследования, как правило, используется стандартный набор: коэффициент детерминации как характеристика степени тесноты взаимосвязи между факторами и прогнозируемым показателем, статистика DW (Дарбина-Уотсона) для проверки гипотезы об отсутствии автокорреляции остатков, стандартные ошибки оценок параметров регрессии для определения степени надежности оценок прогноза на данной функции регрессии, стандартизованные коэффициенты регрессии — для оценки интенсивности влияния факторов. Более подробно интерпретацию характеристик, методику их расчета содержит любой учебник по эконометрике, поэтому на данном вопросе авторы на акцентируют внимание. Следует только отметить, что оценку функций регрессии удобно проводить с использованием пакета прикладных программ STATISTIKA. Основное достоинство программы — его интерфейс со стандартным WINDOWS, а также возможность визуального анализа. Такой графически ориентированный подход позволяет целенаправленно выбирать следующий шаг анализа, в результате чего значительно сокращаются временные затраты на построение регрессионных зависимостей.

Литература

1. Миксюк С.Ф. Разработка и использование комплексной макромодели прогнозирования экономики Беларуси в условиях ее рыночной переориентации // Вопросы прогнозирования развития отраслей и сфер народного хозяйства: Сб. ст. / Под ред. Я.М. Александровича. Мн., 1997.

2. Миксюк С.Ф. Применение макромоделей в исследовании и прогнозировании экономики // Белорус. экон. журнал. 1998. № 2.

- 3. A model for the Joint Analysis of Dynamics and Equilibrium CPB / Netherlands Bureau for Economic Policy Analyses. The Hague. 1997. December.
- 4. The state of the Art in Canadian Macroeconomic Modeling / A Report Prepared for the Economic Forecating Division, Departament of Finance by Grady Economics Associates Ltd. Departament of Finance Canada, 1985.
- 5. Ведев А.А., Главацкая Т.В. Опыт применения моделей общего равновесия для анализа состояния экономики России в переходный период. М., 1993.

6. *Петров А.А.* Опыт использования математических моделей для анализа экономики переходного периода // Вестн. Рос. акад. наук. 1998. Т. 68. № 4.

7. Миксюк С.Ф. Экономика Республики Беларусь: динамика основных показателей и факторы // Белорус. экономика: анализ, прогноз, регулирование. 2000. № 9.