Сохранен среднереспубликанский норматив бюджетной обеспеченности на 1 жителя по отраслям непроизводственной сферы. Указанный норматив предварительно установлен в размере 5076 тыс. рублей. Он определен из расчета увеличения норматива, принятого на 1997 год (2258 тыс. рублей) на процент роста валового внутреннего продукта в 1998 году

по сравнению с 1997 годом.

В целях повышения ответственности местных органов управления и самоуправления за использование средств, выделяемых из республиканского бюджета, предусмотрено целевое направление этих средств. В расчетных показателях по бюджетам областей и г. Минска на 1998 год установлены субвенции на содержание передаваемых местным Советам объектов жилищно-коммунального хозяйства, социально-культурной сферы и субсидии на жилищное строительство.

Сохранено в 1998 году образование фонда финансовой поддержки административно-территориальных образований за счет отчислений от налога на добавленную стоимость и налога на прибыль и доходы, зачисляемых в республиканский бюджет. Норматив отчислений в ФФП определяется как частное от деления суммы дотаций областям (не включая субвенции и субсидии) на сумму налогов на добавленную стоимость, прибыль и

доходы, зачисляемых в республиканский бюджет.

Дотация местным бюджетам будет перечисляться в пределах сумм, зачисленных в этот фонд по нормативам, утверждаемым для каждой области, г. Минска. Нормативы образования фонда финансовой поддержки административно-территориальных образований и дотаций местным бюджетам из этого фонда утверждаются Законом "О бюджете Республики Беларусь на 1998 год".

Предполагается, что реструктуризация межбюджетных отношений, основанная на уточнении и развитии концептуальных подходов к их организации, позволит повысить качество бюджетного планирования, укрепить доходную базу и самостоятельность местных бюджетов, ускорить реформирование бюджетного процесса.

м.м. новиков

ПОИСК ПРИЧИННЫХ СВЯЗЕЙ В КОРРЕЛЯЦИОННЫХ ЗАВИСИМОСТЯХ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ДОХОДОВ И РАСХОДОВ

Переход к рыночным отношениям выдвинул в число первоочередных задач создание в республике адекватной информационной статистической системы. К настоящему времени такая система в основном создана. Ее методологическую основу составляет система национальных счетов.

Система национальных счетов (СНС) — система взаимосвязанных интегрированных показателей, представленных в форме бухгалтерских

Михаил Михайлович НОВИКОВ, кандидат экономических наук, доцент кафедры статистики БГЭУ

счетов, статистических таблиц и аналитических уравнений, предназначенных для комплексного количественного отображения и анализа экономической деятельности страны. По методологии СНС разрабатываются валовые и чистые показатели внутреннего продукта, национального дохода прибыли (смешанного дохода) экономики, сбережений и накоплений, показатели расходов на конечное потребление и фактического конечного потребления домашних хозяйств и государственных учреждений, а также другие интегрированные показатели макроуровня.

Показатели системы национальных счетов получаются путем агрегирования результатов экономической деятельности всех субъектов хозяйствования. Существующие между интегрированными показателями взаимосвязи описываются в СНС в виде аналитических уравнений (тождеств). Отличительная их особенность состоит в том, что они не содержат неизвестных параметров. Для достижения аналитических тождеств не требуется какихлибо решений. Эти тождества используются с целью балансирующего контроля правильности исчисления показателей национальных счетов. Примером подобного рода тождеств может служить уравнение валового внутреннего продукта по методу конечного использования:

$$X = C + I + S, (1)$$

где C- расходы на конечное потребление; I- валовое накопление; S- сальдо внешней торговли.

По образу и подобию уравнения (1) балансируются ресурсы и их использование и равным образом активы и пассивы по всем разрабатываемым счетам. В аналитических тождествах доходы уравновешиваются с величиной использованных ресурсов (расходов). Однако в них не просматриваются причинно-следственные отношения. Вместе с тем между субъектами хозяйствования макроуровня осуществляется кругооборот доходов. Последний характеризуется тем, что расходы одних субъектов экономической деятельности, которые осуществляются ими в целях приобретения товаров и услуг, у продавцов этих товаров превращаются в доходы. Величина расходов тем самым каждый раз детерминируется доходами. При этом, однако, следует принимать во внимание тот факт, что расходы субъектов хозяйствования могут не совпадать во времени с их доходами. В этой связи возникает потребность аналитического исследования причинно-следственных отношений, возникающих в процессе кругооборота доходов.

Для каждого нормально функционирующего субъекта хозяйствования размер его доходов выступает основным детерминантом осуществляемых им расходов. Исходя из этого на макроэкономическом уровне объем располагаемых доходов, а в более глобальном масштабе — объем валового внутреннего продукта за тот или иной период времени, например, год — можно рассматривать как факторную величину народнохозяйственных расходов за тот же период времени. При этом расходы как функция от доходов могут приобретать форму расходов на конечное потребление, инвестиционных расходов на капиталообразование, на закупку импорта товаров и услуг и др. В качестве демонстрационного примера возьмем расходы на конечное потребление (С) в зависимости от величины валового внутреннего продукта (Х). Допуская возможность существования между ними линейной зависимости, что каждый раз может быть проверено статистическими методами, мы приходим к уравнению

$$C(t) = a + bX(t), (2)$$

Расходы на конечное потребление в системе кругооборота доходов могут осуществляться с некоторым временным сдвигом (лагом) относительно объясняющей переменной на один или несколько временных периодов. При однопериодном лаге потребительских расходов функция потребления приобретает вид

$$C(t) = a + bX(t-1), \tag{3}$$

где X(t-1) — располагаемый доход и равным образом валовой внутренний продукт за предшествующий период времени.

При обосновании однопериодного сдвига расходов на потребление по сравнению с располагаемым доходом или валовым внутренним продуктом можно подойти с двух сторон. Во-первых, его можно объяснить запаздыванием получения заработанного дохода или заработной платы. Так, часть дохода, созданного в одном году, становится известной и подлежит выплате только в следующем году. Естественно, что она может стать источником потребительских расходов не ранее чем в следующем году. Примером подобного рода сдвигов во времени может служить получение дивидендов в отчетном году по итогам работы за предшествующий год. Лаговый временной сдвиг расходов на потребление образуется также в условиях сбережений части текущих доходов в интересах потребительских расходов в предстоящем времени.

Вышеприведенное обоснование лагового сдвига потребительских расходов не является единственно возможным. Сдвинутые во времени расходы на потребление по отношению к источникам доходов можно объяснить также влиянием на объясняемую переменную функции потребления установившихся привычек в виде привычного уровня потребления. Инерция человеческого поведения приводит к тому, что потребители не сразу приспосабливаются к изменившейся ситуации получения доходов. Они постепенно адаптируются к новым условиям. При уменьшении доходов потребители стараются поддерживать ранее достигнутый уровень потребления за счет заимствования средств в расчете на более высокие предстоящие доходы. Единожды достигнутый уровень потребления они будут измерять потребительскими расходами и соответственно расходами прошлых лет. В силу этого мы приходим к уравнению потребительских расходов:

$$C(t) = a + bC(t - 1), \tag{4}$$

в котором доход предшествующего периода заменен на потребительские расходы за тот же период времени. В уравнении (4) расходы на потребление описываются авторегрессионным процессом, при котором потребительские расходы предшествующего периода воспроизводят величину расходов на потребление в текущем периоде.

Потребительские привычки как фактор воспроизведения текущих расходов на потребление не могут обеспечить высокую степень аппроксимации функции потребления (4) к фактически наблюдаемым уровням показателей без учета располагаемой покупательской способности потребителей в текущем временном периоде. В свете изложенного с целью отражения наряду с потребительскими привычками также и покупательной способности как основного фактора текущих расходов на потребление представляется естественным построение двухфакторной регрессионной модели:

$$C(t) = a + bX(t) + cC(t-1),$$
 (5)

в которой синтезируются линейные потребительские функции (2) и (4).

Уравнение (5) представляет собой структурную форму функции потребления во временном периоде (t) в зависимости от объема валового внутреннего продукта в текущем и уровня потребления в предшествующем периоде. Объексняющие переменные структурного уравнения не отождествляют-

ся и неоднозначно интерпретируются как факторы-причины.

Можно попытаться оценить параметры уравнения (5) с помощью обычного метода наименьших квадратов. Такая попытка нами была предпринята на базе квартальных данных табл. 1 с применением пакета прикладных программ dstat. В результате получено следующее уравнение расходов на конечное потребление:

$$C(t) = 9,54 + 0,3647X(t) + 0,2798C(t - 1)$$
 при t -статистике: $4,159$ 1,738 $R^2 = 0,744$ ДУ = 1,999 $F = 16,024$

при относительной ошибке аппроксимации 6,0 %.

Приведенные оценки t-критерия Стьюдента при 11-ти степенях свободы показывают значимость коэффициента регрессии расходов на конечное потребление по валовому внутреннему продукту при 1 %-ном уровне, а коэффициента при объясняющей переменной C(t-1) — при 10 %-ном уровне существенности. Оценка уравнения регрессии в целом осуществлена по F-критерию при 2-х степенях свободы в числителе и 11-ти степенях свободы в знаменателе. Она указывает на значимость множественного коэффициента корреляции (R=0,863) и детерминации ($R^2=0,744$), так как расчетное значение критерия Фишера (F=16,024) при 1 %-ном уровне значимости превышает табличное (F=7,21).

Для выявления причинных связей необходимо потребительскую функцию (5) рассматривать в комплексе с тождеством (1) валового внутреннего продукта, через которое осуществляется обратное влияние расходов на конечное потребление на изменение объема валового внутреннего продукта. Эта обратная связь усугубляет и камуфлирует действительные

причинно-следственные отношения.

С целью выявления причинных связей между валовым внутренним продуктом и расходами на конечное потребление объединим уравнения (1) и (5) в одну систему:

$$\begin{cases}
C(t) = a + bX(t) + cC(t-1), \\
X(t) = C(t) + R(t),
\end{cases}$$
(6)

в котором переменная R(t) представлена суммой валового накопления и сальдо внешней торговли. Система уравнений (6) является структур-

ной формой модели.

В интересах оценки причинно-следственных связей, запутанных петлей обратной зависимости валового внутреннего продукта от величины расходов на конечное потребление, необходимо подразделить переменные системы (6) на две группы, выделив эндогенные и экзогенные переменные системы. Переменные, которые определяются самой системой, называются эндогенными переменными. Иначе говоря, эндогенные переменные являются совместно зависимыми переменными. В системе уравнений количество эндогенных переменных определяется количеством уравнений системы. Как видно из системы (6), она содержит две эндогенные переменные. К ним относятся расходы на конечное потребление в текущем временном периоде C(t) и валовой внутренний продукт X(t).

Переменные, которые определяются вне системы, носят название экзогенных переменных. С помощью экзогенных переменных объясняется поведение эндогенных величин. В системе (6) к экзогенным переменным

относятся потребительские расходы в предшествующем периоде, т.е. C(t-1) и переменная R(t).

В причиных системах переменная-причина не должна быть согласована с возмущением зависимой переменной [3, с. 136]. Поиск таких условий рассматривается в системе статистических методов эконометрии как задачи идентификации. Ее решение начинается с построения приведенной формы системы уравнений эндогенных величин в зависимости от экзогенных переменных. В нашем случае приведенная форма исходной модели будет иметь вид

$$\begin{cases} C(t) = a_0 + a_1 R(t) + a_2 C(t-1), \\ X(t) = b_0 + b_1 R(t) + b_2 C(t-1). \end{cases}$$
 (7)

По результатам представления системы уравнений (7) можем констатировать, что она содержит две эндогенных и две экзогенных переменных. Последующее решение задачи идентификации проводится путем проверки выполнения необходимого и достаточного условий по каждому из структурных уравнений системы. В соответствии с необходимым условием количество отсутствующих экзогенных переменных в уравнении плюс единица должно быть равно количеству эндогенных переменных, содержащихся в уравнении. Выполнение этого условия соответствуют наличию возможности решения системы относительно переменных C(t) и X(t) таким путем, при котором каждая эндогенная переменная выражалась бы как линейная функция только экзогенных величин. В нашем случае это условие воплощено в системе приведенных уравнений (7).

Необходимое условие идентификации далее дополняется достаточным условием. Достаточное условие выполняется, если определитель матрицы, составленной из коэффициентов, при отсутствующих в уравнении экзогенных переменных, не равен нулю. Само собой разумеется, что если в уравнении отсутствует только одна экзогенная переменная, то достаточное условие идентификации будет определяться неравенством нулю коэффициента при ней. Выполнение достаточного условия исключает возможность введения в модель фиктивных переменных с нулевым значением коэффициентов регрессии.

В структурном уравнении потребительских расходов системы (6) отсутствует одна экзогенная переменная при двух эндогенных переменных системы. Тем самым необходимое условие идентификации выполняется, так как 1+1=2. Для проверки достаточного условия необходимо иметь оцененное значение коэффициента при переменной R(t) второго уравнения системы (7) в приведенной форме. В дальнейшем нам также понадобятся оцененные значения параметров по двум уравнениям приведенной системы (7). Они могут быть найдены путем применения обычного метода наименьших квадратов по исходным данным табл. 1 квартальных показателей валового продукта, расходов на конечное потребление, а также валового накопления, взятого в сумме с сальдо внешней торговли товаров и услуг. С помощью пакета прикладных программ DSTAT, версия ЭК-СПЕРТ, нами получена следующая система приведенных уравнений:

$$\begin{cases} C(t) = 19.5 + 0.132R(t) + 0.4962C(t-1), \\ X(t) = 19.9 + 1.321R(t) + 0.4852C(t-1). \end{cases}$$
 (7a)

По уравнениям системы (7а) получены статистические оценки надежности корреляционно-регрессионных характеристик. Так, по приведенному уравнению потребительских расходов они составляют: t — статистика коэффициента a_1 равна 1,756; коэффициента a_2 — 2,266; R^2 = 0,465; H = 1,905; H = 4,787 при ошибке аппроксимации 8,6 %.

Таблица 1. Квартальные показатели валового внутреннего продукта и его компонентов за 1992—1995 гг. (в сопоставимых ценах 1-го квартала 1992 г., млрд руб.)

№ п/п	Расходы на конечное потребление $C(t)$	Валовой внутренний продукт $X(t)$	Расходы на конечное потребление в предшествующем периоде $C(t-1)$	Валовое накопление в сумме с сальдо внешней торговли $R(t)$	Теоретически ожидаемые значения валового внутреннего продукта $\hat{X}(t)$
1	54,0	94,5	48,8	40,5	97,05
2	68,9	115,8	54,0	46,9	108,02
3	73,7	101,1	68,9	27,4	89,50
4	58,3	81,7	73,7	23,4	86,55
5	58,0	82,3	58,3	24,3	80,27
6	65,0	104,2	58,0	39,2	98,83
7	54,9	90,3	65,0	35,4	98,17
8	50,9	68,1	54,9	17,2	69,24
9	56,3	72,4	50,9	16,1	65,85
10	53,9	. 89,2	56.3	35,3	93,82
11	49,9	85,8	53,9	35,9	93,45
12	43,6	61,8	49,9	18,2	68,14
13	47,2	60,6	43,6	13,4	58,74
14	51,5	79,2	47,2	27,7	79,34

Источник данных: Квартальные расчеты валового внутреннего продукта. Минстат, Минск, 1996. Пересчет показателей в сопоставимые цены произведен автором.

По приведенному уравнению валового внутреннего продукта соответственно имеем: t — статистика коэффициента b_1 равна 7,377; для b_2 $t=2,194;\ R_2=0,854;\ {\rm ДV}=1,922;\ F=32,188$ при относительной ошибке аппроксимации 5,8 %.

Как видно, коэффициент при переменной R(t) приведенного уравнения валового внутреннего продукта равен 1,321, т.е. отличен от нуля. Следовательно, экзогенная переменная R(t) описывает реально существующие причинно-следственные отношения и не может рассматриваться как фиктивная переменная. Она существенно влияет на изменение величины валового внутреннего продукта. Это подтверждается оценкой существенности по *t*-критерию Стьюдента. Так, при 11-ти степенях свободы расчетное значение t-статистики (t_p) коэффициента регрессии при переменной R(t) равно 2,194, в то время как табличное значение t-критерия при 5 %-ном уровне значимости составляет 1,796. Как видим, $t_p > t$. Следовательно, полученная величина коэффициента регрессии $b_1 = 1,321$ значима. Коэффициент отличен от нуля и тем самым выполняется и достаточное условие идентификации.

Выполнение необходимого и достаточного условий идентификации является основанием для оценки параметров структурного уравнения потребительских расходов с помощью косвенного метода наименьших квадратов, который позволяет получить несмещенные оценки коэффициентов регрессии. В соответствии с содержанием косвенного метода наименьших квадратов на основе приведенного уравнения валового внутреннего продукта системы (7) вначале необходимо разработать уравнение переменной R(t), выразив ее через X(t) и C(t-1). В нашем случае оно приобретет следующий вид:

$$R(t) = \frac{X(t) - 19.9 - 0.4852C(t - 1)}{1.321} = 0.757X(t) - 15.0643 - 0.3673C(t - 1).$$
 (8)

Путем подстановки выражения (8) в приведенное уравнение потребительских расходов получим искомое структурное уравнение функции потребления с несмещенными значениями параметров, а именно:

$$C(t) = 19.5 + 0.312 \cdot [0.757X(t) - 15.0643 - 0.3673C(t - 1)] + 0.4962C(t - 1) = 14.8 + 0.2362X(t) + 0.3816C(t - 1).$$
(9)

Сопоставление уравнений (9) и (5а) обнаруживает расхождение всех их параметров. Как видно, существенно отличается величина свободного члена (14,8 в уравнении (9) против 9,54 в уравнении (5а)). Значительно (с 0,365 до 0,236) уменьшилось значение коэффициента регрессии при переменной валового внутреннего продукта. Значение коэффициента авторегрессии текущих потребительских расходов по уровню потребления предшествующего периода, напротив, возросло с 0,280 до 0,382.

В связи с изменением значений параметров, естественно, возникает вопрос об оценке их значимости. По косвенному методу наименьших квадратов сделать это не представляется возможным. В целом, однако, эта задача решается в рамках двухшагового метода наименьших квадратов. Как вытекает из самого названия, двухшаговый метод наименьших (МНК) предполагает проведение двухразовых оценок с применением обычного МНК. На первом шаге при этом оцениваются параметры приведенных уравнений эндогенных величин, которые входят в структурное уравнение в качестве предопределенных переменных, и определяются ожидаемые их значения. В нашей задаче имеется только одна такая эндогенная переменная. Она представлена валовым внутренним продуктом. В границах первого шага двухшаговый метод наименьших квадратов совпадает с косвенным МНК. В силу этого их свойства приведенное уравнение валового внутреннего продукта у нас уже разработано (см. второе уравнение системы 7а). В него необходимо только подставить наблюдаемые значения переменных R(t) и C(t-1), которые приводятся в табл. 1 (см. графы 4 и 5). В результате получим оцененные (расчетные) значения валового внутреннего продукта. Программа DSTAT выполняет эти операции в автоматическом режиме и выводит расчетные значения объясняемой переменной на печать. Исчисленные нами оцененные значения валового внутреннего продукта (X(t)) помещены в графе 6 табл. 1. С помощью этой операции устранен возмущающий компонент валового внутреннего продукта, скоррелированный с текущими расходами на конечное потребление.

На втором шаге построим уравнение регрессии текущих расходов на конечное потребление C(t) по оцененным значениям валового внутреннего продукта X(t) и по экзогенной переменной потребительских расходов в предшествующем периоде C(t-1). В результате получим структурную форму уравнений расходов на конечное потребление с несмещенными значениями параметров:

$$C(t) = 14.8 + 0.236X(t) + 0.382C(t - 1)$$

 $\pi p u \ t$: 1,738 1,607
 $R^2 = 0.463$; $\Pi V = 1.91$; $F = 4.741$

при относительной ошибке аппроксимации 8,66 %.

Полученные значения параметров существенны при 10 %-ном уровне значимости. В соответствии с полученным значением F-критерия множественный коэффициент корреляции (R=0,680) значим при 5 %-ном уровне существенности, так как расчетное значение критерия (F=4,741) выше табличного, который при двух степенях свободы в числителе и 11-ти степенях свободы в знаменателе равен 3,98.

Сопоставление уравнений (10) и (9) обнаруживает совпадение параметров при факторных переменных с точностью до третьего десятичного знака при полном равенстве их свободных членов. Незначительное расхождение четвертых десятичных знаков следует объяснить ошибками округлений в расчетах. Тем самым применение косвенного и двухшагового методов наименьших квадратов по точно идентифицированным переменным приводит к одинаковым оценкам параметров искомого структурного уравнения. Все же двухшаговому МНК следует отдать предпочтение, поскольку он позволяет в тех же условиях дополнительно получить оценки надежности параметров. Кроме того, его применение также оправдано в условиях сверхидентификации [1, с. 55—57], когда на переменные модели накладываются дополнительные ограничения.

Параметры структурных уравнений, полученные с помощью косвенного или двухшагового методов наименьших квадратов, являются несмещенными и состоятельными. Они очищены от ложной сопутствующей корреляции. На это указывают очень близкие (практически совпадающие) значения множественных коэффициентов корреляции и детерминации и их статистических оценок по *F*-критерию, критерию Дарбина-Уотсона, а также значения относительных ошибок аппроксимации, полученных по уравнению (10) и приведенному уравнению расходов на конечное потребление системы (7а), в то время как они существенно расходятся в структурных уравнениях (10) и (5а), оцененных различными методами. Совпадение статистических характеристик по уравнениям (10) и (7а) не случайно. В уравнении (10), как и в (7а), поведение его параметров детерминировано одним и тем же набором экзогенных переменных, влияние которых на эндогенную переменную расходов на конечное потребление свободно от сопутствующих внутри-

системных случайных возмущений. Последние могут усиливать или ослаблять тесноту корреляционной зависимости между анализируемой эндогенной переменной и ее объясняющими величинами. Экзогенные переменные R(t) и C(t-1) не вступают в петлю обратной связи, которая существует между валовым внутренним продуктом и расходами на конечное потребление. Тем самым построение регрессии потребительских расходов по экзогенным переменным модели позволяет вычленить причинно-следственные отношения, существующие между объясняющими и объясняемыми переменными модели. Обратим в связи с этим внимание на тот факт, что множественный коэффициент корреляции, полученный по уравнению (5а), составляет 0,863, в то время как по уравнению (5а) он равен 0,680, т.е. действительно теснота связи преуменьшена на 0,183. В другом случае она может оказаться, наоборот, преувеличенной. Это расхождение уровней тесноты связи мы объясняем наличием корреляционной зависимости между показателем валового внутреннего продукта и величиной случайного возмущения расходов на конечное потребление, которая не может быть объяснена внутри самой модели. Зато она может быть устранена через построение регрессии эндогенного показателя расходов на конечное потребление по экзогенным переменным модели.

Будучи очищенными от ложной сопутствующей корреляции, параметры структурного уравнения расходов на конечное потребление более устойчивы и могут интерпретироваться как параметры причинной связи. Так, по результатам разработанных моделей (7а) и (10) можно сделать

следующие выводы:

1) с увеличением валового внутреннего продукта на 1 млрд руб. рас-

ходы на конечное потребление возрастают на 236 млн рублей;

2) на каждый миллиард рублей текущих потребительских расходов 382 млн руб. объясняются достигнутым уровнем расходов на конечное

потребление в предшествующем временном периоде;

3) автономная величина расходов на конечное потребление, не объясненная включенными в модель переменными, в среднем за квартал (в ценах 1-го квартала 1992 г.) составляет 14,8 млрд рублей. Она является исходной базой для поиска краткосрочной и долгосрочной равновесных величин расходов на конечное потребление. Определение последних, однако, не входит в задачу настоящего исследования и требует дополнительных вычислений;

4) факторными переменными, представленными валовым внутренним продуктом и размером потребительских расходов в предшествующем периоде, объясняется 46,3 % общей вариации (изменения) расходов на конечное потребление. Тем самым преобладающая величина расходов на конечное потребление осталась за пределами влияния факторов модели (10);

5) квартальные показатели валового внутреннего продукта и расходов на конечное потребление содержат сезонную компоненту. Поэтому при дальнейшем более углубленном исследовании макроэкономических закономерностей движения доходов и расходов ее следует вычленить в самостоятельный фактор;

6) учитывая, что по косвенному и двухшаговому методам наименьших квадратов получаются более устойчивые статистические характеристики, совпадающие с оценками приведенных уравнений, их предпочтительнее использовать в прогнозировании потребительских расходов по факторам текущей покупательной способности и уровню достигнутого потребления в предшествующем периоде.

Предложенная методология поиска причинных связей может быть использована также при моделировании и анализе инвестиционных расходов, расходов на закупку импорта товаров и услуг в зависимости от располагаемых доходов, а также в исследовании закономерностей изменения

расходов госбюджета по его доходам.

ЛИТЕРАТУРА

- 1. Курышева С.В., Костева Т.В., Михайлов Б.А. Эконометрика. Решение типовых задач. Санкт-Петербург, 1996.
- 2. Квартальные расчеты валового внутреннего продукта. Минстат. Минск, 1966. 3. Хейс Д. Причинный анализ в статистических исследованиях / Пер. с англ. М.: Финансы и статистика, 1981.

В.Е. БУТЕНЯ

СТИМУЛИРОВАНИЕ КАК ПРОЦЕСС РАЗВИТИЯ ЭКОНОМИКИ

Стагнация в экономике и другие негативные экономические явления имеют объективную причину. Преодоление экономических недугов требует определения курса лечения по оздоровлению экономики как правительства, так и всех экономических агентов, от выбора которого будет зависеть продолжительность выздоровления и потенциальные способности восстановленной экономики.

Особенность оздоровления экономики состоит в том, что сами участники экономических процессов избирают средства и методы ее оздоровления. Это откладывает свой отпечаток на длительность и болезненность выздоровления экономики, возможную потерю ненужных функций и приобретение новых. Эти изменения объективно предполагают формирование нового экономического механизма развития экономики, способного обеспечить благополучие экономических агентов и нации в целом.

Одним из неотъемлемых элементов экономического механизма является стимулирование развития экономики. Оно представляет собой результат субъективной деятельности человека для использования объективных экономических процессов и взаимосвязей. Познание этих процессов и взаимосвязей позволяет определить набор инструментов, методов и приемов для достижения необходимого результата.

Отрыв стимулирования от других элементов экономического механизма, разделение его на отдельные элементы зачастую приводит к негативным явлениям, снижает стимулирующие эффекты экономических явлений и процессов, не позволяет мобилизовать человеческие усилия, способности в реализации возможностей нового экономического механизма. Поэтому важно определить основные методологические подходы стимулирования развития экономики.

Стимулирование как экономическое явление самым непосредственным образом взаимосвязано с такими явлениями, как потребности, интересы, мотивы и стимулы.

Среди многообразия определений потребностей в научной литературе наиболее часто встречаются такие, как нужда (недостаток в чем-либо необходимом) или как интересы. Разночтение в определении потребности имеет свои причины, так как потребность персонализируется человеком и определяется многосторонностью общественно-экономических отношений и по мере развития экономики и самого человека изменяется. Носите-

Владимир Евгеньевич БУТЕНЯ, кандидат экономических наук, доцент кафедры экономической теории и истории экономических учений БГЭУ