

## ОБ ИСПОЛЬЗОВАНИИ СТАТИСТИЧЕСКИХ ДАННЫХ В КУРСЕ ЛЕКЦИЙ ПО МАКРОЭКОНОМИКЕ

И.С. Ульянов, д-р экон. наук,  
г. Москва

Курсы лекций по макроэкономике, как правило, начинаются с рассмотрения экономики в краткосрочном аспекте, когда изменения спроса признаются основной движущей силой, определяющей динамику производства. Затем переходят к анализу экономики в среднесрочном аспекте, когда «краткосрочные» факторы развития рассматриваются в увязке с доступным предложением факторов производства - капитала, рабочей силы и достигнутым уровнем технологии. Наконец, при описании экономики в долгосрочном аспекте картина дополняется включением в анализ факторов роста производства, прежде всего накопления капитала и технического прогресса.

В большинстве учебников анализ экономики в краткосрочном аспекте начинается с рассмотрения *IS-LM*-модели, которая характеризует смысл равновесия, достигаемого совместно на товарном и финансовом рынках в условиях неизменности цен.

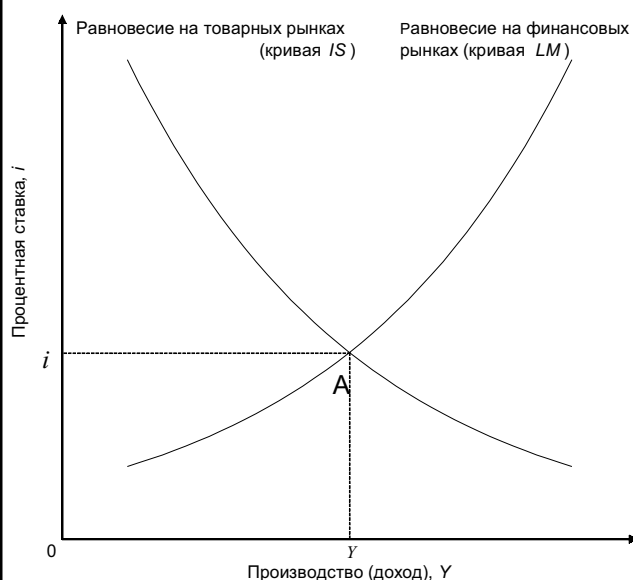


Рис. 1. Модель *IS-LM*

Равновесие на товарном рынке подразумевает, что увеличение процентной ставки влечет уменьшение производства (кривая *IS*). При равновесии на финан-

совых рынках увеличение производства (или дохода, что эквивалентно с макроэкономической точки зрения) приводит к увеличению спроса на деньги и в результате вызывает рост процентной ставки (кривая *LM*). Равновесие на обоих рынках достигается в точке пересечения этих двух кривых<sup>1</sup>.

Изменения, представленные каждой из кривых *IS* или *LM*, невозможно измерить в ходе статистического наблюдения, поскольку в их основе лежит допущение о неизменности цен, что редко бывает в действительности. Кроме того, выражаемые этими кривыми изменения в реальности сливаются в единый процесс, который в свою очередь объединяется с другими процессами, не относящимися к *IS-LM*-модели. Поэтому свидетельства справедливости *IS-LM*-модели, причем лишь косвенные свидетельства, можно найти лишь при целенаправленном анализе статистического материала.

Представляется, что одним из косвенных подтверждений справедливости *IS-LM*-модели могут служить данные, приведенные на рис. 2 и 3.

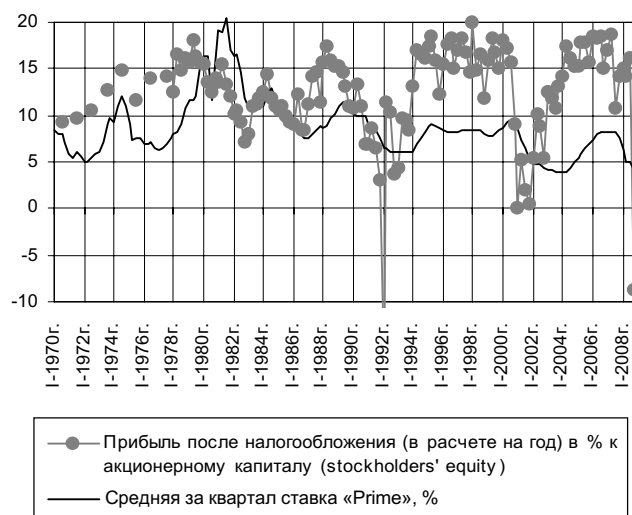


Рис. 2. Норма прибыли корпораций обрабатывающей промышленности США и процентная ставка «Прайм»\*

\* По данным Бюро цензов, Бюро экономического анализа и Федеральной резервной системы США.

<sup>1</sup> Blanchard O. Macroeconomics. - Upper Saddle River, New Jersey, 2006. P. 34, 98, 110.

По рис. 2 видна согласованность динамики нормы прибыли и процентной ставки в США. Подъемы, пики и спады двух представленных кривых либо совпадают по времени, либо разделены небольшими интервалами (не более двух лет). Причем в последних случаях пики нормы прибыли предшествуют пикам процентных ставок (начало 1979 и 1981 гг., 1988 и 1989 гг.). В середине 2000 г. спад нормы прибыли также произошел раньше, чем спад процентной ставки. Последующий подъем первой начался в 2003 г., а второй - лишь 1,5 года спустя. Важнейшая причина такого «лага» - монетарная политика властей, направленная на поддержание процентных ставок на определенном уровне с целью стимулирования экономики. Милтон Фридмен утверждал, что монетарная политика не может поддерживать на фиксированном уровне учетные ставки более чем на весьма ограниченных отрезках времени<sup>2</sup>. Можно предполагать, что в отсутствии регулирующего воздействия денежных властей прямая связь между нормой прибыли и процентной ставкой была бы более выраженной.

Поскольку изменение прибыли ведет к соответствующему изменению национального дохода, из рис. 2 косвенно следует вывод о прямой связи между национальным доходом и процентной ставкой, то есть зависимости, выражаемой кривой *LM*.

Обоснованность кривой *IS* косвенно подтверждается рис. 3. По нему видно, что в годы с «пиковыми» уровнями процентных ставок наблюдается «торможение» роста производства, когда валовой внутренний продукт США практически не увеличивался (1970, 1974-1975, 1980-1982, 1991, 2001 гг.). Некоторым исключением был 2001 г., когда повышенная процентная ставка наблюдалась не в этом, а в предшествующем 2000 г. Вполне можно предположить: если в указанные годы процентные ставки были бы еще выше, то могло бы наблюдаться не «торможение» роста, а снижение ВВП. Таким образом, при достаточно высоких значениях процентных ставок они начинают оказывать угнетающее воздействие на производство, что вполне согласуется с логикой *IS*-модели.

Для выводов, которые сделаны выше на основе рис. 2 и 3, необходимы достаточно «длинные» временные ряды статистических данных, которые, к сожалению, отсутствуют применительно к российской экономике. Тем не менее можно найти некоторые статистические зависимости, соответствующие вышеизложенным суждениям. Так, за период с I квартала 1999 г. по IV квартал 2008 г. прибыль российских промышленных предприятий в расчете на 1 рубль отгруженной продукции коррелирует со следующими процентными ставками: по рублевым кредитам нефинансовым организациям сроком до одного года (коэффициент корреляции ра-

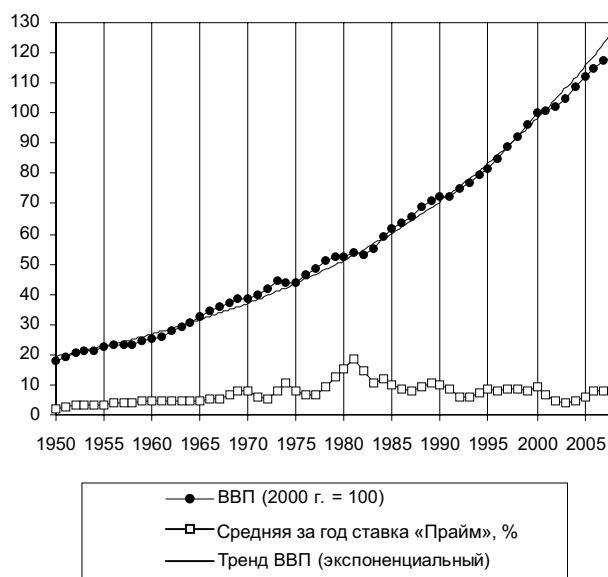


Рис. 3. ВВП США и процентная ставка «Прайм»

вен 0,64); по депозитам физических лиц в кредитных организациях сроком свыше 30 дней (0,67).

Сложность статистического обоснования «краткосрочных» моделей обусловлена высокой степенью абстрактности таковых. Из системы реально существующих множественных связей трудно в чистом виде выделить парные зависимости, входящие в «краткосрочные» модели. Тем не менее иногда это возможно, примером чего является функция потребления, характеризующая зависимость потребления *C* от располагаемого дохода  $Y_D$ . Статистические данные по России подтверждают предположение о линейности этой функции, которое принято в макроэкономической теории (см. рис. 4).

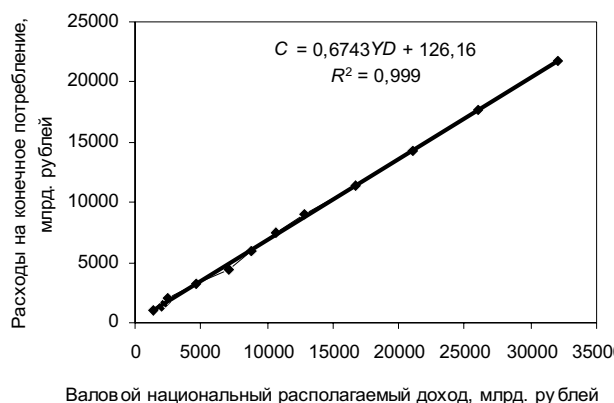


Рис. 4. Валовой национальный располагаемый доход и расходы на конечное потребление по Российской Федерации (за 1995-2007 гг.)

Если в качестве независимой переменной использовать не валовой располагаемый доход, а ВВП, то ко-

<sup>2</sup> См.: Фридмен М. Если бы деньги заговорили... - М., 2002. С. 132.

эffiциент при независимой переменной (склонность к потреблению) изменится незначительно - с 0,67 до 0,65. По экономике США значение последнего коэффициента равно 0,69 (за 1929-2008 гг.)<sup>3</sup>.

Отказ от допущения о постоянстве цен позволяет перейти к анализу равновесия на рынке труда, смысл которого характеризуется *AS*-зависимостью<sup>4</sup>. Заработная плата, устанавливаемая работодателями (*W*), зависит от ожидаемого уровня цен (*P<sup>e</sup>*), уровня безработицы (*u*), а также от прочих факторов (*z*):

$$W = P^e F(u, z). \quad (1)$$

Характер этой связи определяется функцией *F(u, z)*. Устанавливаемые фирмами цены на их продукцию равны номинальной заработной плате плюс надбавка, определяемая некоторым параметром *μ*:

$$P = (1 + \mu)W. \quad (2)$$

Для равновесия на рынке труда необходимо, чтобы при *P<sup>e</sup> = P* значение реальной заработной платы удовлетворяло как уравнению (1), так и уравнению (2), то есть

$$F(u, z) = \frac{1}{1 + \mu}. \quad (3)$$

Величину *W* можно элиминировать из уравнений (1) и (2) и в результате получить:

$$P = P^e (1 + \mu) F(u, z). \quad (4)$$

В случае неизменности производительности труда безработица (*u*) будет уменьшаться в меру роста производства (*Y*) по отношению к трудовым ресурсам (*L*). В этом случае предыдущее уравнение примет вид:

$$P = P^e (1 + \mu) F\left(1 - \frac{Y}{L}, z\right), \quad (5)$$

что является математическим выражением *AS*-зависимости. Согласно этой зависимости, рост производства приводит к росту цен (за счет снижения безработицы и повышения заработной платы).

Следует отметить, что приведенные выше общеизвестные уравнения становятся более понятными, если показатели *W*, *P*, *Y* и *L* будут исчислены в виде «темпов роста» или «индексов», то есть в процентах к уровню некоторого базисного периода (месяца или года). Например, «уровень цен» можно легко определить для конкретного товара, но нельзя определить для набора различных товаров. Что же касается индекса цен, то он вычисляется как для отдельного товара, так и для любого их набора.

Если предположить, что ожидаемый и фактический уровни цен не отличаются друг от друга, то уравнение (1) примет вид:

$$\frac{W}{P} = F(u, z), \quad (6)$$

где  $\frac{W}{P}$  - уровень реальной заработной платы.

Наличие обратной связи между уровнями безработицы и реальной заработной платы подтверждается данными Росстата (см. рис. 5). Представленная на этом рисунке линия близка по форме к кривым, приводимым в учебниках по макроэкономике<sup>5</sup>.

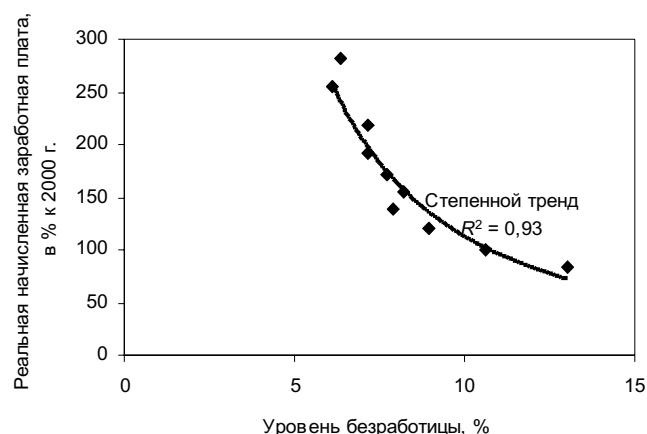


Рис. 5. Уровень безработицы и реальная заработная плата в Российской Федерации (за 1999-2008 гг.)

Уравнение (1) характеризует отношения между предпринимателями и наемными работниками. При низкой безработице в силу определенного дефицита рабочей силы предприниматели вынуждены выплачивать более высокую заработную плату, тогда как при значительной безработице появляется возможность снижать выплаты.

Чем выше уровень безработицы, тем меньше она влияет на реальную заработную плату. Однако анализируемый ряд данных весьма короток - всего 10 лет, чего недостаточно для каких-либо обобщений. Тем не менее важно, что имеющиеся статистические данные не противоречат теории.

В свою очередь заработная плата играет определенную ценообразующую роль. Чем больше номинальная зарплата, тем выше должны быть цены на производимую продукцию для поддержания прежнего уровня рентабельности предприятия. В уравнении (2) параметр *μ*, по сути, является нормой прибыли, исчисляемой по отношению к величине заработной платы. Линейная зависимость, выражаемая этим уравнением,

<sup>3</sup> Расчет по России выполнен по данным Российского статистического ежегодника за 2004 и 2008 гг. (с. 305 и 309 соответственно); по США - по данным Бюро экономического анализа (NIPA, Table 1.1.5 и Table 2.5.5).

<sup>4</sup> Blanchard O. Op. cit. P. 130, 139-141.

<sup>5</sup> Ibid. P. 130-132.

подтверждается данными Росстата (см. рис. 6).

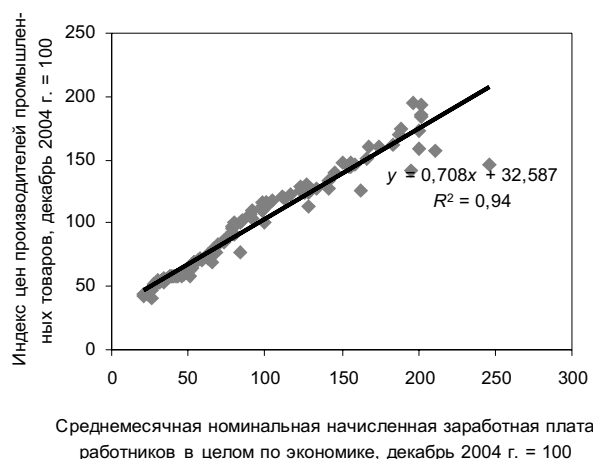


Рис. 6. Номинальная заработная плата и цены производителей в Российской Федерации (с декабря 1999 г. по февраль 2009 г.)

Как и уравнение (1), уравнения (2) и (4) характеризуют отношения и мотивы, присущие сфере производства и формирующие предложение товаров. Aggregate Supply (*AS*) по-русски означает «совокупное предложение».

Изменения цен, порожаемые *AS*-зависимостью, влияют на *IS-LM*-модель, точнее говоря, приводят ее в новое равновесное состояние.

Равновесие на финансовых рынках характеризуется уравнением

$$\frac{M}{P} = YL(i), \quad (7)$$

где *M* - денежная масса; *Y* - производство (доход); *i* - ставка процента, а *L(i)* - некоторая функция от нее.

Разной величине  $\frac{M}{P}$  соответствуют различные кривые *LM*, «сдвинутые» одна относительно другой. По мере уменьшения величины  $\frac{M}{P}$  за счет роста цен кривая *LM*, представленная на рис. 1, будет сдвигаться вверх, и точка равновесия *A* сместится вверх и влево.

Если траекторию движения точки *A* изобразить в системе координат «производство - цена», то получится кривая *AD*-зависимости<sup>6</sup> (см. рис. 7). Aggregate Demand (*AD*) по-русски означает «совокупный спрос».

В точке пересечения *AS*- и *AD*-кривых находятся в равновесии сразу три рынка - рынок труда, рынок товаров и финансовый рынок.

Едва ли можно подобрать статистические данные, иллюстрирующие уравнение (7) и *LM*-зависимость при

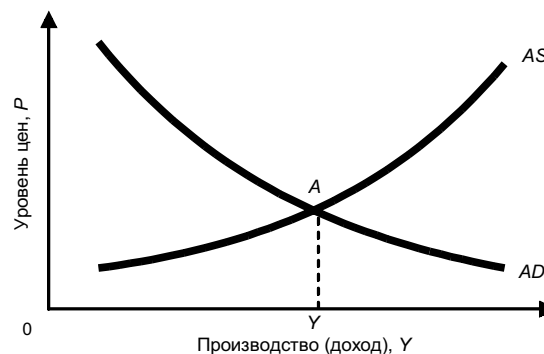


Рис. 7. Модель *AS-AD*

предположении, что  $P = \text{const}$  и (при постоянстве *M*)

$\frac{M}{P} = \text{const}$ . В настоящей статье выше приведено лишь косвенное свидетельство справедливости *LM*-зависимости. Однако прямая связь реальной денежной массы с динамикой производства неплохо подтверждается статистическими данными (см. рис. 8). В данном случае «дефлятирование» денежной массы проведено с использованием индекса потребительских цен (данные Банка России и Росстата).

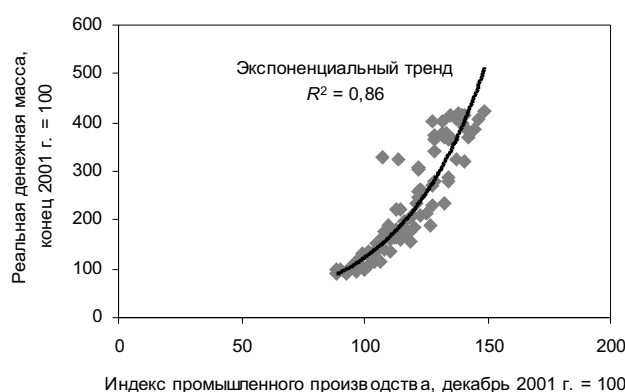


Рис. 8. Индексы промышленного производства и реальной денежной массы в Российской Федерации (с декабря 2001 г. по февраль 2009 г.)

Рис. 8 в большей степени характеризует прямую связь производства и денежной массы, чем обратную связь производства и цен. До сентября 2008 г. денежная масса в России возрастала и соответственно возрастали цены. Трудно предположить, какова была бы динамика производства и цен, если бы денежная масса в это время оставалась постоянной. С сентября и до конца 2008 г. денежная масса и цены производителей промышленных товаров снижались, а с ноября стало отчетливо наблюдаться снижение промышленного про-

<sup>6</sup> Ibid. P. 97, 142-143, 146.

изводства. Таким образом, в самом конце 2008 г. имела место прямая связь между производством промышленной продукции, индексами цен производителей на эту продукцию и денежной массой: все три этих показателя снижались, причем реальная денежная масса также снижалась.

Как и в случае *IS-LM*-модели, изменения, представленные каждой из кривых *AS* или *AD*, невозможно измерить в ходе статистического наблюдения, ибо они представляют собой две стороны единого процесса. Однако как показано выше, статистическими данными удается подтвердить ряд важных исходных соотношений, на которые опирается теория при обосновании *AS-AD*-модели.

Уровень безработицы, удовлетворяющий уравнению (3), называется естественным уровнем безработицы ( $u_n$ ), а соответствующий ему уровень производства - естественным уровнем производства ( $Y_n$ ). Величина  $Y_n$  удовлетворяет следующему уравнению:

$$F\left(1 - \frac{Y_n}{L}, z\right) = \frac{1}{1 + \mu}. \quad (8)$$

При выводе (8) использованы те же допущения, что и для уравнений (3) и (5). Одно из этих допущений:  $P = P^e$ , что также получается при подстановке (8) в (4). То есть когда производство соответствует естественному уровню, ожидаемый и фактический уровни цен совпадают.

Проблема состоит в том, что приведенные выше статистические данные не позволяют определить естественный уровень безработицы  $u_n$ . Судя по рис. 5,  $F(u)$  является степенной либо экспоненциальной функцией. При наличии данных о значениях  $P^e$  было бы можно определить параметры этой функции. Величина  $\mu$  поддается приблизительной оценке на основе статистических данных. Зная  $\mu$  и параметры функции  $F(u)$ , можно было бы оценить  $u_n$ . К сожалению, сведений о  $P^e$  нет. Описания косвенных методов оценки  $u_n$  имеются в литературе по макроэкономике<sup>7</sup>.

Согласно теории, в краткосрочном аспекте равновесный уровень производства (в точке *A* на рис. 7) не обязательно равняется естественному уровню  $Y_n$ . Если  $Y \neq Y_n$ , то производители начинают пересматривать свои ценовые ожидания, изменяется заработная плата и цены на продукцию, *AS*-кривая смещается, и в среднесрочном аспекте производство приходит к естественному уровню.

Одной из «среднесрочных» моделей является кривая Филлипса. Допустим, что

$$F(u, z) = 1 - \alpha u + z. \quad (9)$$

Тогда (4) примет вид:

$$P = P^e(1 + \mu)(1 - \alpha u + z). \quad (10)$$

Если темп инфляции обозначить  $\pi$ , а ожидаемый темп инфляции  $\pi^e$ , то (10) можно представить как

$$\pi = \pi^e + (\mu + z) - \alpha u, \quad (11)$$

или как

$$\pi_t = \pi_t^e + (\mu + z) - \alpha u_t, \quad (12)$$

где  $t$  обозначает период времени, к которому относятся данные.

Предположив, что ожидаемая инфляция равна достигнутому прошлогоднему уровню ( $\pi_t^e = \pi_{t-1}$ ), получим:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = (\mu + z) - \alpha u_t. \quad (13)$$

Это уравнение так называемой модифицированной кривой Филлипса<sup>8</sup>. По России оно более или менее подтверждается статистическими данными Росстата (см. рис. 9).

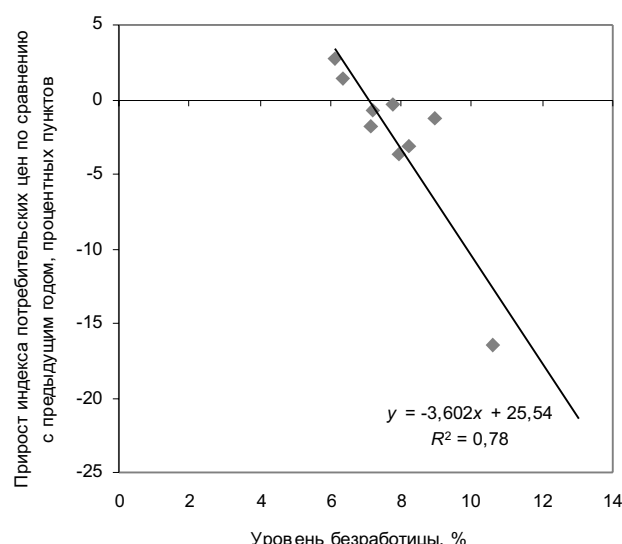


Рис. 9. Уровень безработицы и прирост индекса потребительских цен в Российской Федерации (за 1999-2008 гг.)

Таким образом, данными статистики удастся в той или иной степени подтвердить многие теоретические соотношения, обычно включаемые в курс лекций по макроэкономике, прежде всего основополагающие модели *IS-LM* и *AS-AD*. Эти модели, рассмотренные выше в краткосрочном и среднесрочном аспектах, остаются уместными и при анализе экономики в долгосрочном аспекте, а также при включении в анализ ожидаемых значений вышерассмотренных показателей (наряду с их фактически наблюдаемыми значениями). В долгосрочном аспекте и при учете ожиданий происходит определенная модификация указанных моделей, но их смысл и направленность основных кривых сохраняются. В частности, при долго-

<sup>7</sup> Ibid. P. 130-133, 176-178.

<sup>8</sup> Ibid. P. 166-172.

срочном рассмотрении (с учетом технического прогресса и накопления капитала)  $AS$ -кривая сдвигается вниз за счет роста производительности факторов производства. При этом  $AD$ -кривая может сдвигаться как вправо, так и влево. Включение в анализ ожиданий делает  $IS$ -кривую более крутой, а  $LM$ -кривая при этом не меняется<sup>9</sup>.

В настоящей статье статистические материалы интерпретировались применительно к «краткосрочному» и «среднесрочному» анализу. Однако все эти материалы отражают действительность как таковую, независимо от временного горизонта анализа, поэтому они могут быть применены также и к долгосрочному аспекту анализа, и при учете роли ожиданий.

<sup>9</sup> Ibid. P. 272, 275, 358-359.

## ПРОВЕРКА ЗНАЧИМОСТИ СТАТИСТИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ С ПОМОЩЬЮ ТАБЛИЦ ИХ КРИТИЧЕСКИХ ЗНАЧЕНИЙ

**В.Н. Салин**, канд. экон. наук,

**Б.Ю. Левит**, канд. экон. наук,

*Финансовая академия при Правительстве Российской Федерации*

Понимание студентами необходимости проверки значимости показателей, вычисленных по выборочным данным, является одним из важных элементов обучения правильному применению средств статистического анализа. Сказанное, в частности, относится к проверке значимости различных коэффициентов корреляции, значимости уравнения регрессии и др. Однако «классический метод» установления значимости подобных показателей базируется на теории проверки статистических гипотез, применение которой предполагает знание законов распределения Стьюдента, Фишера, Хи-квадрат, стандартного нормального распределения и умения работать со связанными с ними статистическими таблицами. В ряде случаев проверка значимости осложняется тем, что для выборок малого и большого объема она выполняется различным образом. В соответствии с этим обучение «классическому» способу проверки значимости приводит к увеличению объема курса статистики и требует привлечения достаточно большого инструментария теории вероятностей. Видимо, этим объясняется недостаточная системность изложения оценки значимости в различных учебниках [1-3] для экономических вузов: способ проверки значимости значений в одних из них излагается, а в других нет; как правило, не оговариваются особенности проверки значимости значений при малых объемах выборки и т. д. К тому же, строго изложить «классические» методы оценки значимости при подготовке бакалавров экономических специальностей вряд ли можно из-за ограниченного количества часов.

Альтернативой «классическому» способу проверки значимости может служить составление и использование специальных статистических таблиц, непо-

средственно по которым можно будет определить значимость рассчитанного показателя, без явного привлечения таких понятий, как фактическое значение статистического критерия, граница (границы) критической области или  $P$ -значение. Примером таблиц указанного типа могут служить таблицы «Критические значения коэффициентов корреляции...» (таблица П.5.) и «Критические значения коэффициента ранговой корреляции Спирмена...» (таблица П.12), приведенные в [2, с. 635, 643]. Таблицы содержат критические значения  $r_k$ , вычисленные для различных уровней значимости  $\alpha$  и объемов выборки  $n$ . Вычисленное значение  $r$  анализируемого показателя значимо, если оно больше-равно соответствующего  $r_k$ . Применение описанных таблиц позволяет обойтись без детального преподавания теории проверки гипотез и значительно сужает круг теоретических знаний и практических навыков, необходимых для проверки значимости вычисленного показателя. Цель данной статьи состоит в расширении круга показателей, значимость которых можно определить с помощью таблиц критических значений  $r_k$ .

Приведенные далее значения  $r_k$  рассчитаны средствами Excel, а использованные формулы Excel составлены с применением именных ссылок. В формулах Excel использовались следующие символы и шрифтовое оформление. Элементы формул Excel (адреса, имена, названия функций) набраны шрифтом Arial, как, например, в формуле  $=2*a+b$ . Символ  $\Rightarrow$  обозначает соответствие между значением и формулой Excel, по которой это значение вычисляется. Например, запись  $x \Rightarrow =2*a+b$  означает, что  $x=2a+b$ . Символ  $\leftrightarrow$  означает продолжение формулы Excel на следующей строке

текста. Вводить такую формулу в Excel следует, опустив символ  $\leftrightarrow$ .

### Теоретические основы составления таблиц критических значений

В статье используются следующие обозначения:

$n$  - количество наблюдений (объем выборки);

$m$  - общее количество показателей (переменных), используемых при вычислении исследуемого значения  $r$ ;  $l=m-1$  - количество факторных переменных;

$r$ ;  $r_\phi$  - исследуемый показатель (например, коэффициент корреляции  $r_{xy}$ ) и его значение  $r_\phi$ , вычисленное по анализируемой выборке;

$K=K(r;df1;df2)$  - статистический критерий, посредством которого проверяется значимость  $r_\phi$ . Выражения  $df1$  и  $df2$  - это необязательные параметры, которые, в случае их присутствия, зависят от  $n$  и, возможно, от  $m$  и  $l$ . При отсутствии одного или обоих параметров  $df1$ ,  $df2$  для статистического критерия будут соответственно использоваться обозначения  $K=K(r;df)$  и  $K=K(r)$ . Для краткого обозначения всех перечисленных видов статистического критерия далее будет использоваться выражение  $K=K(r;d)$ , имея в виду, что  $d$  может отсутствовать, принимать значение  $df$  или обозначать вектор, состоящий из двух компонент  $df1$ ,  $df2$ ;

$\alpha$  - заданный уровень значимости ( $\alpha=0,01$ ,  $\alpha=0,05$ ,  $\alpha=0,1$ );

$K_\phi=K(r_\phi;d)$  - значение статистического критерия при  $r=r_\phi$ ;

$\Psi(x;d)$  - функция распределения значений  $K$ , представляющая один из следующих законов распределения:

$\Psi(x;d)=Z(x)$  - стандартное нормальное распределение (Z-распределение);

$\Psi(x;d)=t(x;df)$  - распределение Стьюдента (t-распределение);

$\Psi(x;d)=F(x;df1;df2)$  - распределение Фишера-Снедекора (F-распределение);

$\Psi(x;d)=\chi(x;df)$  - распределение Пирсона (распределение  $\chi^2$ );

$\Psi^{-1}(\alpha;d)$  - функция, обратная к  $\Psi(x;d)$ ;

$K_\alpha=K_\alpha(\alpha;d)$ ,  $K_n=K_n(\alpha;d)$  - границы соответственно двусторонней и правосторонней критических областей (критические точки) статистического критерия при уровне значимости  $\alpha$ . Для каждого  $K(r;d)$  значения  $K_\alpha$  и  $K_n$  зависят только от  $\alpha$  и, возможно, от  $n$ .

Напомним, что для стандартного нормального распределения функция  $Z(x)=P\{K<x\}$  возвращает вероятность того, что значение статистического критерия  $K$  меньше  $x$ , в то время как остальные функции  $\Psi(x;d)$  возвращают вероятность того, что случайная величина  $K$  больше  $x$ , то есть  $\Psi(x;d)=P\{K>x\}$ . Также отметим, что  $Z$  и  $t$ -распределения определены на всей числовой оси  $-\infty<x<+\infty$  и симметричны относительно оси

$Y$ . Распределения же Фишера-Снедекора и  $\chi^2$  определены только для полуоси  $x>0$ .

При проверке значимости величины  $r$  в качестве основной гипотезы  $H_0$  принимается гипотеза, что  $r=0$ , то есть что величина  $r$  незначима. В качестве альтернативной принимается гипотеза  $H_1$ , утверждающая, что  $r\neq 0$ . В соответствии с этим величина  $r$  считается значимой (то есть гипотеза  $H_0$  отвергается), если значение  $K_\phi$  лежит в критической области. В случае, когда показатель  $r$  может принимать как положительные, так и отрицательные значения, статистический критерий  $K$  обычно имеет  $Z$  или  $t$ -распределение, симметричные относительно оси  $Y$ . В этом случае условие попадания  $K_\phi$  в критическую область имеет вид:

$$|K_\phi|>K_\alpha. \quad (1)$$

Если же  $r>0$ , то значения  $K$  его статистического критерия имеют  $F$  или  $\chi^2$  распределение, а условие попадания  $K_\phi$  в критическую область имеет вид:

$$K_\phi>K_n. \quad (2)$$

Значения  $K_\alpha$  и  $K_n$  находятся с помощью функций  $\Psi(\alpha;d)$ , обратных к соответствующим функциям распределения  $\Psi(x;d)$  статистического критерия, и формулы их вычисления с помощью функций Excel приведены в таблице 1.

Таблица 1

Нахождение границ критических областей  $K_\alpha$  и  $K_n$  для различных законов распределения статистического критерия с помощью функций Excel

Вид критической области	Закон распределения статистического критерия и формулы Excel вычисления критических точек $K_\alpha$ , $K_n$
<b>Стандартное нормальное распределение (Z-распределение)</b>	
Правосторонняя	$K_n \Rightarrow =\text{НОРМСТОБР}(\alpha)$
Двусторонняя	$K_\alpha \Rightarrow =\text{НОРМСТОБР}(\alpha/2)$
<b>Распределение Стьюдента (t-распределение) - для <math>\alpha&lt;0,5</math></b>	
Правосторонняя	$K_n \Rightarrow =\text{СТЮДРАСПОБР}(2*\alpha;df)$
Двусторонняя	$K_\alpha \Rightarrow =\text{СТЮДРАСПОБР}(\alpha;df)$
<b>Распределение Фишера-Снедекора (F-распределение)</b>	
Правосторонняя	$K_n \Rightarrow =\text{ФРАСПОБР}(\alpha;df1;df2)$
<b>Распределение <math>\chi^2</math></b>	
Правосторонняя	$K_n \Rightarrow =\text{ХИ2ОБР}(\alpha;df)$

Для всех статистических критериев величина  $|K(r)|$  увеличивается с ростом  $|r|$ , то есть

$$\frac{\partial |K(r)|}{\partial |r|} > 0. \quad (3)$$

При  $r>0$  это выражение записывается в более простом виде:

$$\frac{\partial K(r)}{\partial r} > 0.$$

Назовем *критическим значением*  $r_{\kappa}$  такое значение  $|r|$ , при котором  $|K(r_{\kappa})|$  равен границе критической области. В случае двусторонней и правосторонней критических областей это означает справедливость соответственно равенств:

$$|K(r_{\kappa})|=K_{\delta}; \quad (4)$$

$$K(r_{\kappa})=K_n. \quad (5)$$

С учетом условия (3) значения  $r$  являются *значимыми, только если*  $|r|>r_{\kappa}$ . Для двусторонней и правосторонней критических областей вычисление  $r_{\kappa}$  сводится к нахождению корня уравнения соответственно (4) или (5). Если  $K(r)$  симметрично относительно оси  $Y$ , то уравнение (4) будет иметь два симметричных корня; при этом положительный корень  $r_{\kappa}$  может быть найден решением уравнения

$$K(r)=K_{\delta}. \quad (6)$$

После замены в (5), (6) кратких обозначений  $K(r)$ ,  $K_n$ ,  $K_{\delta}$  их полными выражениями, получим, что уравнения для нахождения  $r_{\kappa}$  примут вид:

$$K(r;d)=K_{\delta}(\alpha;d); \quad (7)$$

$$K(r;d)=K_n(\alpha;d). \quad (8)$$

Из этих выражений видно, что  $r_{\kappa}$  параметрически зависит от  $\alpha$  и  $d$ , то есть соответственно от  $\alpha$ ,  $n$ ,  $m$  или  $l$ . В случае, когда необходимо указать, от каких параметров зависит  $r_{\kappa}$ , для него будет использоваться одно из следующих обозначений:  $r_{\kappa}(\alpha)$ ,  $r_{\kappa}(\alpha,n)$ ,  $r_{\kappa}(\alpha,n,m)$ ,  $r_{\kappa}(\alpha,df)$ ,  $r_{\kappa}(\alpha,l,df)$ .

## Вычисление критических значений $r_{\kappa}$ для различных показателей

**Вычисление  $r_{\kappa}$  для коэффициента корреляции  $r_{xy}$ .** Коэффициент корреляции  $r_{xy}$  вычисляется по значениям двух переменных и поэтому  $m=2$ . Статистический критерий  $K(r)$  для этого показателя можно записать в виде:

$$K(r) = \frac{r\sqrt{df}}{\sqrt{1-r^2}}; \quad df=n-m. \quad (9)$$

Использование в (9) обозначения  $df=n-m$  позволит применять эту формулу более широко, и в частности для проверки значимости частных коэффициентов корреляции.

Значения  $K(r)$  в (9) имеют  $t$ -распределение с  $df$  степенями свободы. Критическое  $r_{\kappa}$  находится как корень уравнения (4), которое с учетом (9) принимает вид:

$$\frac{r\sqrt{df}}{\sqrt{1-r^2}} = K_{\delta}.$$

Положительный корень  $r_{\kappa}$  этого уравнения равен:

$$r_{\kappa}(\alpha,df) = \frac{K_{\delta}}{\sqrt{df + K_{\delta}^2}}. \quad (10)$$

Согласно таблице 1, получим следующую формулу Excel вычисления  $r_{\kappa}(\alpha, df)$ :

$$r_{\kappa}(\alpha, df) \Rightarrow =\text{СТЮДРАСПОБР}(\alpha;df)/((df+\text{СТЮДРАСПОБР}(\alpha;df)^2))^{\wedge}0,5. \quad (11)$$

Табулированные по этой формуле значения  $r_{\kappa}$ , соответствующие различным  $n$  и  $\alpha$ , приведены в столбцах 2-4 таблицы 2.

Таблица 2

Критические значения  $r_{\kappa}$  для различных коэффициентов корреляции

df	Коэффициенты парной корреляции, частной корреляции Спирмена df=n-m m - общее количество переменных			Множественный коэффициент детерминации R <sup>2</sup> ; df=n-l-1						Коэффициент ранговой корреляции Кендалла df=n		
				Количество факторных переменных l								
	2			3								
	Уровень значимости α											
	0,10	0,05	0,010	0,10	0,05	0,010	0,100	0,050	0,010	0,10	0,05	0,010
Критические значения коэффициентов												
1	0,988	0,997	1,000	0,990	0,997	1,000	0,994	0,998	1,000	-	-	-
2	0,900	0,950	0,990	0,900	0,950	0,990	0,932	0,966	0,993	-	-	-
3	0,805	0,878	0,959	0,785	0,864	0,954	0,844	0,903	0,967	-	-	-
4	0,729	0,811	0,917	0,684	0,776	0,900	0,759	0,832	0,926	0,833	-	-
5	0,669	0,754	0,875	0,602	0,698	0,842	0,685	0,764	0,879	0,700	0,900	-
6	0,621	0,707	0,834	0,536	0,632	0,785	0,622	0,704	0,830	0,667	0,933	-
7	0,582	0,666	0,798	0,482	0,575	0,732	0,568	0,651	0,784	0,571	0,667	0,762
8	0,549	0,632	0,765	0,438	0,527	0,684	0,523	0,604	0,740	0,536	0,607	0,679
9	0,521	0,602	0,735	0,401	0,486	0,641	0,484	0,563	0,700	0,472	0,528	0,583
10	0,497	0,576	0,708	0,369	0,451	0,602	0,450	0,527	0,663	0,444	0,489	0,578



df	Коэффициенты парной корреляции, частной корреляции Спирмена df=n-m m - общее количество переменных			Множественный коэффициент детерминации R <sup>2</sup> ; df=n-l-1						Коэффициент ранговой корреляции Кендэла df=n		
				Количество факторных переменных l								
				2			3					
	Уровень значимости α											
	0,10	0,05	0,010	0,10	0,05	0,010	0,100	0,050	0,010	0,10	0,05	0,010
	Критические значения коэффициентов											
11	0,476	0,553	0,684	0,342	0,420	0,567	0,420	0,495	0,629	0,384	0,458	0,602
12	0,458	0,532	0,661	0,319	0,393	0,536	0,394	0,466	0,598	0,363	0,433	0,569
13	0,441	0,514	0,641	0,298	0,369	0,508	0,371	0,440	0,570	0,346	0,412	0,541
14	0,426	0,497	0,623	0,280	0,348	0,482	0,351	0,417	0,544	0,330	0,393	0,517
15	0,412	0,482	0,606	0,264	0,329	0,459	0,332	0,397	0,520	0,317	0,377	0,496
16	0,400	0,468	0,590	0,250	0,312	0,438	0,316	0,378	0,498	0,304	0,363	0,477
17	0,389	0,456	0,575	0,237	0,297	0,418	0,301	0,361	0,478	0,294	0,350	0,460
18	0,378	0,444	0,561	0,226	0,283	0,401	0,287	0,345	0,459	0,284	0,338	0,444
19	0,369	0,433	0,549	0,215	0,270	0,384	0,275	0,331	0,442	0,275	0,328	0,431
20	0,360	0,423	0,537	0,206	0,259	0,369	0,263	0,317	0,426	0,267	0,318	0,418
25	0,323	0,381	0,487	0,168	0,213	0,308	0,218	0,264	0,359	0,235	0,280	0,368
30	0,296	0,349	0,449	0,142	0,181	0,264	0,185	0,226	0,311	0,212	0,253	0,332
35	0,275	0,325	0,418	0,123	0,157	0,231	0,162	0,198	0,274	0,195	0,232	0,305
40	0,257	0,304	0,393	0,109	0,139	0,206	0,143	0,176	0,244	0,181	0,216	0,283
50	0,231	0,273	0,354	0,088	0,113	0,168	0,116	0,143	0,201	0,161	0,191	0,251
60	0,211	0,250	0,325	0,074	0,095	0,142	0,098	0,121	0,171	0,146	0,174	0,228
70	0,195	0,232	0,302	0,064	0,082	0,123	0,085	0,105	0,149	0,134	0,160	0,210
80	0,183	0,217	0,283	0,056	0,072	0,109	0,075	0,093	0,131	0,125	0,149	0,196
90	0,173	0,205	0,267	0,050	0,064	0,097	0,067	0,083	0,118	0,118	0,140	0,185
100	0,164	0,195	0,254	0,045	0,058	0,088	0,060	0,075	0,107	0,112	0,133	0,175

**Вычисление  $r_k$  для частных коэффициентов корреляции  $r_{yx_2|x_1}$  и  $r_{yx_1|x_2}$ .** Напомним, что указанные коэффициенты в случае двух факторных переменных  $x_1, x_2$  и результирующей переменной  $y$  (то есть при  $m = 3$ ) вычисляются по формулам:

$$r_{yx_2|x_1} = \frac{r_{yx_2} - r_{yx_1} r_{x_2x_1}}{\sqrt{(1-r_{yx_1}^2)(1-r_{x_2x_1}^2)}}; r_{yx_1|x_2} = \frac{r_{yx_1} - r_{yx_2} r_{x_2x_1}}{\sqrt{(1-r_{yx_2}^2)(1-r_{x_2x_1}^2)}}. \quad (12)$$

В этих формулах  $r_{yx_1}, r_{yx_2}, r_{x_2x_1}$  - парные коэффициенты корреляции для соответствующих пар переменных. В первой из формул (12) фиксируется  $x_1$ , а во второй -  $x_2$ . Если любой из частных коэффициентов корреляции в (12) обозначить  $r$ , то статистический критерий для проверки их значимости будет описываться формулой (9) с  $df=n-m=n-3$ , иметь  $t$ -распределение, а  $r_k(\alpha, df)$  можно вычислить по формуле (11). Рассчитанные таким образом  $r_k$  для частных коэффициентов корреляции приведены во 2-м - 4-м столбцах таблицы 2.

**Вычисление  $r_k$  для коэффициента множественной детерминации  $R^2$ .** Если для краткости вместо  $R^2$  использовать обозначение  $r$ , то статистический критерий  $K(r)$  для  $R^2$  запишется в виде:

$$K(r) = \frac{(n-l-1)r}{l(1-r)}. \quad (13)$$

Значения  $K(r)$  имеют распределение Фишера  $F(x; df1; df2)$  со степенями свободы  $df1=l, df2=n-l-1$ . Поэтому критическое значение  $r_k$  является корнем уравнения (5). Подставив (13) в (5) и разрешив уравнение относительно  $r$ , получим:

$$r_k = \frac{1}{\frac{n-l-1}{lK_n} + 1}. \quad (14)$$

Подставляя сюда выражение для  $K_n$  из таблицы 1 для  $F$ -распределения и обозначив  $df=n-l-1$ , получим следующую формулу Excel для вычисления  $r_k$ :

$$r_k(\alpha, l, df) \Rightarrow = 1 / (df / l / \text{FRASPOBP}(\alpha; l; df1; df2) + 1).$$

Рассчитанные по этой формуле значения  $r_k$  табулированы в 5-м - 10-м столбцах таблицы 2.

**Вычисление  $r_k$  для корреляционного отношения  $\eta$ .** Согласно [4, с. 419], статистический критерий  $K(\eta)$ , используемый для проверки значимости корреляцион-

ного отношения  $\eta$ , исчисляется по формуле:

$$K(\eta) = \frac{\eta^2(n-m)}{(1-\eta^2)(m-1)}. \quad (15)$$

В этой формуле  $m$  - это количество интервалов (групп), на которые разбиты значения  $y$ , а  $n$  - объем выборки, в которой значения  $x$  также могут быть сгруппированы.

Отметим, что при решении задач дисперсионного (факторного) анализа значения  $y$  могут быть сгруппированы не по величине, а по некоторому признаку (фактору); при этом значения  $x$  не группируются вовсе. В последнем случае предполагается, что в каждой факторной группе задано по  $n$  пар значений ( $x; y$ ).

Значения  $K(\eta)$  имеют распределения Фишера с  $df_1=m-1$  и  $df_2=n-m$  степенями свободы. Значение  $\eta$  зна-

чимо, если  $\eta^2 > K_n$ . Подставляя значение  $K_n$  в левую часть (15) и затем разрешая его относительно  $\eta^2$ , получим, что критическое значение  $r_\kappa$  для  $\eta$  равно:

$$r_\kappa = \sqrt{\frac{(m-1)K_n}{(m-1)K_n + n - m}} = \sqrt{\frac{1}{1 + \frac{n-m}{(m-1)K_n}}}. \quad (16)$$

Подставляя из таблицы 1 в (16) выражение для  $K_n$ , соответствующее распределению Фишера, получим следующую формулу Excel для вычисления  $r_\kappa$ :

$$r_\kappa \Rightarrow = (1 / (1 + (n-m) / (m-1) / \text{ФРАСПОБР}(\alpha; m-1; n-m)))^{0,5}.$$

Значения  $r_\kappa$ , рассчитанные по этой формуле, приведены в таблице 3.

Таблица 3

Критические значения  $r_\kappa$  для корреляционного отношения  $\eta$

$\alpha$	0,10				0,05				0,01			
$m$	2	3	4	5	2	3	4	5	2	3	4	5
$n$	Критические значения $r_\kappa$											
4	0,900	0,995	-	-	0,950	0,999	-	-	0,990	1,000	-	-
5	0,805	0,949	0,997	-	0,878	0,975	0,999	-	0,959	0,995	1,000	-
6	0,729	0,886	0,965	0,998	0,811	0,930	0,983	0,999	0,917	0,977	0,997	1,000
7	0,669	0,827	0,918	0,974	0,754	0,881	0,950	0,987	0,875	0,949	0,983	0,997
8	0,621	0,776	0,871	0,936	0,707	0,836	0,912	0,961	0,834	0,917	0,962	0,987
9	0,582	0,732	0,827	0,897	0,666	0,795	0,874	0,930	0,798	0,886	0,937	0,970
10	0,549	0,694	0,789	0,859	0,632	0,758	0,839	0,898	0,765	0,855	0,911	0,949
11	0,521	0,662	0,754	0,824	0,602	0,726	0,807	0,867	0,735	0,827	0,885	0,927
12	0,497	0,633	0,723	0,793	0,576	0,697	0,777	0,838	0,708	0,800	0,860	0,904
13	0,476	0,607	0,696	0,764	0,553	0,671	0,750	0,811	0,684	0,776	0,837	0,882
14	0,458	0,585	0,671	0,738	0,532	0,648	0,726	0,786	0,661	0,753	0,814	0,861
15	0,441	0,565	0,648	0,714	0,514	0,627	0,703	0,763	0,641	0,732	0,793	0,840
16	0,426	0,546	0,628	0,693	0,497	0,608	0,683	0,741	0,623	0,712	0,773	0,821
17	0,412	0,529	0,609	0,673	0,482	0,590	0,664	0,722	0,606	0,694	0,755	0,802
18	0,400	0,514	0,592	0,654	0,468	0,574	0,646	0,703	0,590	0,677	0,737	0,785
19	0,389	0,500	0,577	0,637	0,456	0,559	0,630	0,686	0,575	0,662	0,721	0,768
20	0,378	0,487	0,562	0,622	0,444	0,545	0,615	0,670	0,561	0,647	0,706	0,752
25	0,337	0,435	0,503	0,557	0,396	0,488	0,552	0,604	0,505	0,585	0,641	0,685
30	0,306	0,396	0,459	0,509	0,361	0,446	0,506	0,553	0,463	0,538	0,590	0,633
35	0,283	0,366	0,424	0,471	0,334	0,413	0,469	0,514	0,430	0,500	0,550	0,591
40	0,264	0,342	0,397	0,441	0,312	0,387	0,439	0,482	0,403	0,469	0,517	0,556
50	0,235	0,306	0,355	0,395	0,279	0,346	0,393	0,432	0,361	0,422	0,465	0,501
60	0,214	0,279	0,324	0,360	0,254	0,316	0,359	0,395	0,330	0,386	0,427	0,460
70	0,198	0,258	0,300	0,333	0,235	0,292	0,333	0,366	0,306	0,358	0,396	0,427
80	0,185	0,241	0,280	0,312	0,220	0,274	0,312	0,343	0,286	0,336	0,371	0,400
90	0,174	0,227	0,264	0,294	0,207	0,258	0,294	0,323	0,270	0,317	0,351	0,378
100	0,165	0,215	0,250	0,279	0,197	0,245	0,279	0,307	0,256	0,301	0,333	0,359

**Вычисление  $r_k$  для рангового коэффициента корреляции Спирмена.** При количестве наблюдений  $n > 10$  статистический критерий  $K(r)$  значимости коэффициента Спирмена  $r$  такой же, как и для коэффициента корреляции  $r_{xy}$ , то есть  $K(r)$  вычисляется по формуле (9). Поэтому критические значения коэффициента Спирмена при  $n > 10$  те же, что и для  $r_{xy}$ , и определяются по формулам (10), (11).

При  $n \leq 10$  предлагаются различные способы определения значимости коэффициента Спирмена (см., например, [5, с. 114] или [6, с. 138] и таблицу П9). Ниже критические значения  $r_k$  при  $n \leq 10$  вычисляются по методу Р. Имана и У. Коновера [6, с. 138, сноска \*\*]. В соответствии с этим методом при  $n \leq 10$  статистический критерий  $K(r)$  имеет вид:

$$K(r) = \frac{r}{2} \left( \sqrt{n-1} + \sqrt{\frac{n-2}{1-r^2}} \right). \quad (17)$$

Значения  $K(r)$  имеют распределение  $0,5(Z(x) + t(x, n-2))$ . Это распределение симметрично относительно оси  $Y$ , поэтому критическая область двусторонняя и в соответствии с таблицей 1 вычисляется по следующей формуле Excel:

$$K_d \Rightarrow 0,5 * (-\text{НОРМСТОБР}(\alpha/2) + \text{СТЮДРАСПОБР}(\alpha; n-2)) \quad (18)$$

Ввиду сложности выражения (17) уравнение (6) не удастся явно разрешить относительно  $r$  и таким образом найти критическое значение коэффициента  $r_k$ . Поэтому значения  $r_k$  были найдены следующим образом.

Сначала для различных значений  $n$  и  $\alpha$  по (18) были рассчитаны двусторонние критические точки  $K_d(n; \alpha)$ , приведенные в таблице 4.

Таблица 4

**Критические точки  $K_d$  для коэффициента Спирмена при  $n \leq 10$  и различных  $\alpha$**

$n$	$\alpha$		
	0,10	0,050	0,010
	$K_d(n; \alpha)$		
3	3,979	7,333	33,116
4	2,282	3,131	6,250
5	1,999	2,571	4,208
6	1,888	2,368	3,590
7	1,830	2,265	3,304
8	1,794	2,203	3,142
9	1,770	2,162	3,038
10	1,752	2,133	2,966

Затем каждое значение  $K_d(n; \alpha)$  из этой таблицы подставлялось в правую часть уравнения (6), после чего корень этого уравнения, то есть значение  $r_k$ , находилось в Excel с помощью инструмента Подбор параметра. Полученные таким образом критические значения  $r_k$  для коэффициента Спирмена приведены в левой половине таблицы 5.

Таблица 5

**Критические значения  $r_k$  для коэффициента Спирмена при  $n \leq 10$  и различных  $\alpha$**

$\alpha$	0,10	0,05	0,01	0,10	0,05	0,01
$n$	$r_k$ , вычисленное для малого объема выборки с использованием формул (17), (18)			$r_k$ , вычисленное без учета малого объема выборки по формулам (10), (11)		
3	0,9886	0,9972	0,9999	0,9877	0,9969	0,9999
4	0,9045	0,9559	0,9915	0,9000	0,9500	0,9900
5	0,8087	0,8891	0,9661	0,8054	0,8783	0,9587
6	0,7310	0,8228	0,9309	0,7293	0,8114	0,9172
7	0,6702	0,7649	0,8924	0,6694	0,7545	0,8745
8	0,6216	0,7159	0,8542	0,6215	0,7067	0,8343
9	0,5820	0,6744	0,8179	0,5822	0,6664	0,7977
10	0,5490	0,6389	0,7845	0,5494	0,6319	0,7646

Для сравнения в правой части таблицы 5 значения  $r_k$  вычислены тем же способом, что и для значений  $n > 10$ , то есть по формулам (10), (11). Сопоставление значений в левой и правой частях таблицы показывает, что относительно небольшое различие в значениях  $r_k$  наблюдается только при  $\alpha = 0,01$ , то есть при высоком уровне доверия. Поэтому критические значения  $r_k$  для коэффициента Спирмена, приведенные в первых столбцах сводной таблицы 2, и при  $n \leq 10$  вычислены по формулам (10), (11).

**Вычисление  $r_k$  для рангового коэффициента корреляции Кендэла.** В соответствии с [5, с. 114], статистический критерий  $K(r)$  значимости коэффициента Кендэла  $r$  при количестве наблюдений  $n > 10$  имеет вид:

$$K(r) = r \sqrt{\frac{9n(n-1)}{2(2n+5)}}. \quad (19)$$

Значения  $K$  распределены по стандартному нормальному закону и поэтому критическая область для  $K(r)$  двусторонняя. Отсюда:

$$r_k = K_d \sqrt{\frac{2(2n+5)}{9n(n-1)}}. \quad (20)$$

Так как согласно таблице 1  $K_d \Rightarrow -\text{НОРМСТОБР}(\alpha/2)$ , то  $r_k = r_k(\alpha, n)$  может быть вычислено по следующей

формуле Excel:

$$r_{\kappa}(\alpha, n) \Rightarrow = \text{НОРМСТОБР}(\alpha/2) * (2 * (2 * n + 5) / 9 / n / (n - 1))^{0,5}.$$

Именно по этой формуле и вычислены значения  $r_{\kappa}$  в таблице 2 для  $df=n>10$ .

Для малой выборки с  $n<10$  в [5, с. 114] предлагается вычислять границы двусторонней критической области для коэффициента Кендэла с помощью специ-

альной таблицы П10 (см. [5, с. 450]), содержащей значения  $Sk1(\alpha; n)$ ,  $Sk2(\alpha; n)$ , по которым описанным далее способом вычисляются критические значения  $r_{\kappa}$ . Вид таблицы П10, преобразованной авторами к виду, удобному для ее использования в Excel, приведены в таблице 6. В отличие от П10 значения  $\alpha$  увеличены вдвое и упорядочены по возрастанию, а не по убыванию.

Таблица 6

Значения  $Sk1(\alpha; n)$ ,  $Sk2(\alpha; n)$ , по которым вычисляется правая граница  $r_{\kappa}$  двусторонней критической области коэффициента Кендэла при  $n \leq 10$

	В	С	Д	Е	Ф	Г	Н	І	Ј	К
2	Номер строки $i$	Объем выборки $n$							$Sk1(\alpha;n)$ (для $n=4,5,8,9$ )	$Sk2(\alpha;n)$ (для $n=6,7,10$ )
3		4	5	6	7	8	9	10		
4		Значения $\alpha(i;n)$								
5	1	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0	35
6	2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0	33
7	3	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,005	30	31
8	4	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,009	28	29
9	5	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,006	0,017	26	27
10	6	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,013	0,028	24	25
11	7	0,000	0,000	0,000	0,000	0,006	0,024	0,046	22	23
12	8	0,000	0,000	0,000	0,000	0,014	0,044	0,072	20	21
13	9	0,000	0,000	0,000	0,023	0,032	0,076	0,108	18	19
14	10	0,000	0,000	0,000	0,011	0,062	0,120	0,156	16	17
15	11	0,000	0,000	0,003	0,030	0,108	0,180	0,216	14	15
16	12	0,000	0,000	0,017	0,070	0,178	0,260	0,292	12	13
17	13	0,000	0,017	0,056	0,136	0,276	0,358	0,380	10	11
18	14	0,000	0,084	0,136	0,238	0,398	0,476	0,484	8	9
19	15	0,084	0,234	0,272	0,382	0,548	0,612	0,600	6	7
20	16	0,334	0,484	0,470	0,562	0,720	0,762	0,728	4	5
21	17	0,750	0,816	0,720	0,772	0,904	0,920	0,862	2	3
22	18	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0	0

Согласно методике [5], скорректированной применительно к таблице 6, значение  $r_{\kappa}$  для правой границы  $K_d$  критической области находится по следующей формуле:

$$r_{\kappa} = \frac{Sk(i) + Sk(i+1)}{n(n-1)}. \quad (21)$$

В этой формуле  $i$  - это номер строки, для которой заданный уровень значимости  $\alpha$  при соответствующем  $n$  удовлетворяет условию  $\alpha(i, n) \leq \alpha < \alpha(i+1, n)$ .

В столбцах С:Ф таблицы 7 для различных  $\alpha$  и  $n$  значения  $r_{\kappa}$  вычислены по формуле (21), а в столбцах Г:Ј - по формуле (20).

Таблица 7

Сравнение критических значений  $r_{\kappa}(\alpha, n)$  коэффициента Кендэла, вычисленных по формулам для малых и для больших выборок

	В	С	Д	Е	Ф	Г	Н	І	Ј
25	$\alpha$	0,100	0,050	0,025	0,010	0,100	0,050	0,025	0,010
26	$n$	Значения $r_{\kappa}(\alpha, n)$							
27		По формуле (21) для $n \leq 10$				По формуле (20) для $n > 10$			
28	4	0,833	-	-	-	0,807	0,962	-	-
29	5	0,700	0,900	-	-	0,672	0,800	0,915	-
30	6	0,667	0,800	-	-	0,584	0,696	0,795	0,914
31	7	0,571	0,667	0,762	0,952	0,522	0,621	0,711	0,817
32	8	0,536	0,607	0,679	0,750	0,475	0,566	0,647	0,744
33	9	0,472	0,528	0,583	0,694	0,438	0,522	0,597	0,686
34	10	0,444	0,489	0,578	0,622	0,409	0,487	0,557	0,640

Значения  $r_k(\alpha, n)$  в столбцах C:F таблицы вычислены по следующей формуле Excel:

$$= (\text{ПРОСМОТР}(\alpha; \text{ИНДЕКС}(\text{тб}; 0; n-3); \text{ЕСЛИ}(\text{ИЛИ}(n=6; n=7; n=10); \text{Sk2}; \text{Sk1}))) \leftrightarrow$$
  

$$+ \text{ПРОСМОТР}(\alpha; \text{ИНДЕКС}(\text{тб}; 0; n-3); \text{ЕСЛИ}(\text{ИЛИ}(n=6; n=7; n=10); \text{Sk2сл}; \text{Sk1сл}))) / (n-1).$$

В этой формуле имя тб обозначает диапазон C5:I22 таблицы 6, а имена Sk1, Sk2 - данные последних двух столбцов.

Заметные отличия значений  $r_k$  в таблице 6, вычисленных различными способами, подтверждают необходимость учета малого объема выборки при определении значимости коэффициента Кендэла. Поэтому первые 10 значений критических значений  $r_k$  для коэффициента Кендэла, приведенные в правых столбцах таблицы 2, вычислены по формуле (21), а последующие  $r_k$  - по формуле (20).

#### Вычисление $r_k$ для коэффициента конкордации.

Формулы определения значимости коэффициента конкордации  $W$  в различных источниках разнятся. Далее мы используем формулу из [4, с. 434], согласно которой при  $n > 7$  статистический критерий  $K(W)$  для значения  $W$  имеет вид:

$$K(W) = m(n-1)W \quad (22)$$

и его значения имеют распределения Пирсона  $\chi^2$  с  $df = n-1$  степенью свободы. Соответственно с этим коэффициент  $W$  значим, если

$$m(n-1)W > K_n. \quad (23)$$

Из этого следует, что критические значения  $r_k(a, m, n)$  для  $W$  могут быть вычислены по следующей формуле Excel:

$$r_k(a, m, n) \Rightarrow = \text{ХИ2ОБР}(\alpha; n-1) / m / (n-1).$$

Значения  $r_k(a, m, n)$  приводятся в таблице 8.

Таблица 8

Критические значения  $r_k$  для коэффициента конкордации  $W$

$\alpha$	0,10	0,10	0,10	0,10	0,05	0,05	0,05	0,05	0,010	0,010	0,010	0,010
$m$	2	3	4	5	2	3	4	5	2	3	4	5
$n$	Критические значения											
7	0,887	0,591	0,444	0,355	-	0,700	0,525	0,420	-	0,934	0,700	0,560
8	0,858	0,572	0,429	0,343	-	0,670	0,502	0,402	-	0,880	0,660	0,528
9	0,835	0,557	0,418	0,334	0,969	0,646	0,485	0,388	-	0,837	0,628	0,502
10	0,816	0,544	0,408	0,326	0,940	0,627	0,470	0,376	-	0,802	0,602	0,481
11	0,799	0,533	0,400	0,320	0,915	0,610	0,458	0,366	-	0,774	0,580	0,464
12	0,785	0,523	0,393	0,314	0,894	0,596	0,447	0,358	-	0,749	0,562	0,450
13	0,773	0,515	0,386	0,309	0,876	0,584	0,438	0,350	-	0,728	0,546	0,437
14	0,762	0,508	0,381	0,305	0,860	0,573	0,430	0,344	-	0,710	0,532	0,426
15	0,752	0,502	0,376	0,301	0,846	0,564	0,423	0,338	-	0,694	0,520	0,416
16	0,744	0,496	0,372	0,297	0,833	0,555	0,417	0,333	-	0,680	0,510	0,408
17	0,736	0,490	0,368	0,294	0,822	0,548	0,411	0,329	-	0,667	0,500	0,400
18	0,729	0,486	0,364	0,291	0,811	0,541	0,406	0,325	0,983	0,655	0,491	0,393
19	0,722	0,481	0,361	0,289	0,802	0,535	0,401	0,321	0,967	0,645	0,483	0,387
20	0,716	0,477	0,358	0,286	0,793	0,529	0,397	0,317	0,952	0,635	0,476	0,381

Согласно [5, с.118], при  $n < 7$  отсутствует общая формула вычисления критического значения  $r_k$  для  $W$ , поскольку оно зависит не только от  $\alpha$ ,  $m$  и  $n$ , но и от количества связанных рангов у каждой переменной. Однако в [5] для  $n < 7$  приводится таблица П11, по которой значимость  $W$  может быть определена в каждом конкретном случае.

#### Применение таблиц критических значений $r_k$

Критические значения  $r_k$  в таблицах 2-8 позволяют следующим образом организовать и упростить проверку значимости коэффициентов корреляции:

- для заданных значений  $\alpha$ ,  $n$ ,  $m$ ,  $l$ , в соответствующем

столбце соответствующей таблицы ищется значение  $r_k$ ;

- если на месте  $r_k$  стоит прочерк, то при указанных значениях  $\alpha$ ,  $n$ ,  $m$ ,  $l$ , анализируемый коэффициент не может быть значимым;

- если  $r_k$  - число, то вычисленное значение коэффициента корреляции  $r$  значимо, когда оно превышает  $r_k$ .

Таким образом, использование таблиц избавляет от необходимости знания теории проверки гипотез и облегчает проверку значимости вычисленных коэффициентов корреляции, что существенно при организации преподавания статистики в бакалавриате.

## Литература

1. Салин В.Н., Чурилова Э.Ю. Курс теории статистики для подготовки специалистов финансово-экономического профиля: Учебник: - М.: Финансы и статистика, 2006. - 480 с.: ил.

2. Елисеева И.И., Юзбашев М.М. Общая теория статистики: Учебник / Под ред. И.И. Елисеевой. 5-е изд., перераб. и доп. - М.: Финансы и статистика, 2004. - 656 с.: ил.

3. Теория статистики: Учебник /Р.А. Шмойлова, В.Г. Минашкин, Н.А. Садовникова, Е.Б. Шувалова; Под ред.

Р.А. Шмойловой. 4-е изд., перераб. и доп. - М.: Финансы и статистика, 2003. - 656 с.

4. Кремер Н.Ш. Теория вероятностей и математическая статистика: Учебник для вузов. - М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2002. - 543 с.

5. Айвазян С.А., Енюков И.С., Мешалкин Л.Д. Прикладная статистика: Исследование зависимостей. - М.: Финансы и статистика, 1985. - 487 с.

6. Справочник по прикладной статистике. В 2-х томах. Т. 2. /Под ред. Эллойда, У. Ледермана. Перевод с англ. под ред. С.А. Айвазяна и Ю.Н. Тюрина. - М.: Финансы и статистика, 1990. - 526 с.

## О РАБОТЕ СЕКЦИИ СТАТИСТИКИ ЦЕНТРАЛЬНОГО ДОМА УЧЕНЫХ РАН (ОКТАБРЬ 2008 Г. - ИЮНЬ 2009 Г.)

На первом заседании секции статистики ЦДУ РАН (сезона 2008-2009 гг.) в *октябре 2008 г.* в соответствии с повесткой дня обсуждались вопросы:

1. Памяти доктора экономических наук, профессора, заслуженного деятеля науки Российской Федерации Михаила Георгиевича Назарова, руководившего секцией статистики ЦДУ РАН с октября 2001 г. до своей кончины в июне 2008 г.;

2. О внедрении нового Общероссийского классификатора ОКПД (доклады зам. председателя секции статистики ЦДУ РАН, зам. начальника Управления Росстата В.Н. Коробова и зам. начальника Управления Росстата В.Е. Струковой).

Во вступительном слове председатель секции статистики ЦДУ РАН, д-р экон. наук **Б.Т. Рябушкин** отметил, что статистическая общественность понесла тяжелую утрату в связи с кончиной Михаила Георгиевича Назарова, имя которого широко известно не только в среде российского профессорско-преподавательского сообщества, но и среди статистиков-практиков. С воспоминаниями о М.Г. Назарове выступили: М.М. Назаров - сын М.Г. Назарова, коллеги и ученики - канд. экон. наук Е.С. Заварина (ГУ-ВШЭ), канд. экон. наук В.Н. Салин (Финансовая академия), д-р экон. наук С.Д. Ильенкова (МЭСИ), д-р экон. наук А.П. Зинченко (РГСХУ - МСХА им. К.А. Тимирязева), канд. экон. наук Е.И. Ларионова (АБиК Минфина России), канд. экон. наук В.Н. Румянцев (ГУУ), д-р экон. наук М.Р. Ефимова (ГУУ). В заключение Б.Т. Рябушкин отметил многогранность таланта М.Г. Назарова, подчеркнув, что Михаил Георгиевич - достойный пример для подражания современному поколению экономистов-статистиков. Была выражена уверенность, что традиции секции будут продолжены.

В рамках второго пункта повестки дня канд. техн. наук **В.Н. Коробов** изложил историю разработки и особенности Общероссийского классификатора продукции по видам экономической деятельности (ОКПД) (разработан Минэкономразвития России и введен в действие с

1 января 2008 г.), указав на тесную связь его с ОКВЭД.

Структура ОКПД во многом схожа со структурой ОКВЭД. Например, класс 01 имеет в ОКВЭД наименование «Сельское хозяйство, охота и предоставление услуг в этих областях», а в ОКПД - «Продукция и услуги сельского хозяйства и охоты». Но поскольку ОКПД был разработан на шесть лет позже ОКВЭД, то это вызвало серьезные трудности по согласованию показателей, характеризующих производство продукции, с показателями видов экономической деятельности: ОКПД построен на основе соответствия Статистической классификации продукции по видам деятельности в ЕЭС (КПЕС 2002) путем сохранения без изменения в ОКПД кодов (до 6 знаков включительно) из КПЕС 2002 и содержания понятий соответствующих позиций. Особенности и специфика российской экономики по детализации продукции учитываются в группировках ОКПД с 7-9-разрядными кодами.

Объекты классификации в ОКПД - товары, услуги и работы, которые в международной практике объединяются в понятие «продукция». В ОКПД использован иерархический метод классификации. ОКПД может применяться в различных сферах управления, в том числе в статистическом учете и подготовке статистической информации для международных сопоставлений.

**В.Е. Струкова** свой доклад посвятила вопросам апробации внедрения ОКПД в статистическую практику. Росстат запланировал проведение во всех субъектах Российской Федерации пилотного обследования крупных и средних предприятий, осуществляющих выпуск продукции добывающих, обрабатывающих производств, производство и распределение электроэнергии, газа и воды, лесозаготовки и рыболовство. Для проведения обследования утверждена единовременная форма федерального статистического наблюдения № 1-ОКПД-т (по итогам за девять месяцев 2008 г.).

Отчитывающейся организации необходимо идентифицировать каждый из указанных в форме видов продукции

по ОКП соответствующей ему низшей из ассортиментных групп позиций ОКПД и в соответствующих графах привести ее наименование и код по ОКПД, а также данные о производстве. Предполагается, что в каждом регионе будет обследовано порядка 100 предприятий - наиболее крупных производителей, типичных для конкретного региона, видов продукции. В отношении отдельных видов продукции вводятся ограничения по количеству предприятий.

В форме предусматривается возможность кодировки продукции одновременно по двум классификаторам. В результате обследования будет получена информационная база, позволяющая конкретизировать имеющиеся пояснения к группировкам ОКПД, более четко сформулировать систему переходных ключей от одного классификатора к другому. В прениях по докладом В.Н. Коробова и В.Е. Струковой выступили Б.Т. Рябушкин, канд. экон. наук М.С. Абрютин (изд-во «Дело и Сервис»), М.Ю. Гордонов (Росстат).

*Ноябрьское* заседание секции было посвящено теме «Международный стандарт по индексам потребительских цен и проблемы его освоения в отечественной статистике». С докладом выступил **Б.Т. Рябушкин** (ряд положений выступления изложен в статье «Эволюция международных стандартов, применяемых в отечественной статистической практике», см. «Вопросы статистики». 2009. № 5). В обсуждении доклада приняли участие канд. экон. наук Н.Т. Мерзляк (АТ и СО), д-р экон. наук С.А. Бурцева (РЭА им. Г.В. Плеханова), член бюро секции статистики, канд. экон. наук Е.А. Машинин.

На *декабрьском* заседании секции был заслушан доклад зам. начальника Управления Росстата **Т.И. Котляревской** «О проекте плана научно-методологических работ Росстата на 2009-2011 годы». В начале своего выступления докладчик упомянул о недавно принятых важнейших документах, определяющих статистическую деятельность в стране: Федеральном законе «Об официальном статистическом учете и системе государственной статистики в Российской Федерации» от 29 ноября 2007 г. и «Положении о Федеральной службе государственной статистики», утвержденном постановлением Правительства Российской Федерации от 2 июня 2008 г. Формирование трехгодичного плана базируется на стратегических целях и задачах органов государственной статистики. Главная ее цель - разработка научно обоснованной статистической методологии, отвечающей требованиям международных стандартов, для обеспечения формирования наиболее полной и качественной официальной статистической информации о социальном, экономическом, демографическом и экологическом положении страны.

В проект Плана включены научно-методологические работы, которые планируется выполнить в 2009 г., работы с циклом выполнения 2009-2010 гг. и 2009-2011 гг. (в пределах бюджетных обязательств на этот период). План состоит из четырех разделов:

*Первый раздел* - научно-методологические работы, планируемые к выполнению в соответствии с Федеральной целевой программой «Развитие государственной статистики России в 2007-2011 годах» научными организациями по заказу Росстата за счет средств Федерального бюд-

жета, выделенных на эти цели. В этот же раздел внесены работы по направлению «Проведение Всероссийской переписи населения 2010 года (ВПН-2010)».

*Второй раздел* - работы по совершенствованию методологии отдельных отраслей статистики, выполняемые научными организациями по заказу Росстата за счет средств Федерального бюджета, выделенных на НИОКР.

*Третий раздел* - научно-методологические работы, исполнителями которых являются структурные подразделения центрального аппарата Росстата.

*Четвертый раздел* - работы по подготовке порядка заполнения и представления форм федерального государственного статистического наблюдения, дополнений и изменений к ним. Этот блок работ планируется к выполнению также структурными подразделениями Росстата.

Более подробно было раскрыто содержание научно-методологических работ первого раздела проекта Плана, с выделением следующих задач:

- оптимизация состава официальной статистической информации, разрабатываемой федеральными органами государственной власти для принятия управленческих решений и прогнозирования на различных уровнях государственного, муниципального и корпоративного управления, с учетом международного опыта. В рамках указанной задачи будет осуществляться развитие отраслевой статистики;

- минимизация информационной нагрузки на респондентов на основе современных методов статистического наблюдения. В рамках указанной задачи будет продолжена работа по развитию методологии выборочного статистического наблюдения предприятий и дальнейшее совершенствование системы оценки качества проведения статистического наблюдения в соответствии с международными стандартами. Предусматривается также развитие методологии формирования и ведения Статистического регистра (учет групп предприятий, отражение финансовых связей объектов, внедрение новых классификаций и др.);

- развитие обратной связи с респондентами и пользователями статистической информации.

В обсуждении доклада Т.И. Котляревской приняли участие В.Н. Коробов, М.С. Абрютин, канд. экон. наук В.Б. Зацепин (ИЭПП), Б.Т. Рябушкин.

С докладом «О результатах проведения пробной переписи населения 2008 года» на *январском* заседании выступила начальник Управления Росстата, канд. социол. наук **И.А. Збарская**. Докладчиком подчеркнута цель пробной переписи населения - отработка методологических, организационных и технологических вопросов предстоящей Всероссийской переписи населения. Пробной переписью населения было охвачено около 290 тыс. человек, проживающих в трех регионах: Центральном районе г. Хабаровска Хабаровского края, Петроградском районе г. Санкт-Петербурга, части территории г. Балашиха и 12 сельских населенных пунктах муниципального образования Городской округ Балашихи (Московская область). Учитывалось постоянное население, а также жители других стран, временно находившиеся на момент учета населения на указанной территории. Не предусматривался учет населения, проживающего в институциональных учреждениях (домах ребен-

ка, детских домах, домах-интернатах для престарелых и инвалидов, больницах для лиц, страдающих хроническими заболеваниями, и т. п.) и на закрытых территориях.

Пробной переписью было учтено 297,4 тыс. человек, или на 2% больше, чем по данным текущего учета населения. Кроме того, учтено 610 жителей других стран. При пробной переписи населения 2008 г. проверен проект Программы очередной Всероссийской переписи населения, который включал вопросы социально-демографического, экономического, этнологического и лингвистического характера, а также вопросы о жилищных условиях населения.

В проекте Программы сохранена преемственность с переписью 2002 г. и учитываются рекомендации ООН и других международных организаций. В целом вопросы проекта Программы, как показала пробная перепись населения, понятны населению и позволяют получить достоверные сведения. Выявились отдельные вопросы, вызывающие у населения негативную реакцию или требующие значительных усилий для ответа.

При пробной переписи населения были проверены, с целью предпочтительного варианта, следующие пункты Программы Всероссийской переписи населения:

- методы проведения переписи населения - *метод опроса* населения и заполнения переписных листов специально подготовленными временными переписчиками и *метод самоисчисления*, при котором население само заполняет переписные листы;
- сроки проведения переписи населения - с 6 по 19 октября и с 20 по 29 октября;
- продолжительность проведения переписи населения - 14 дней и 10 дней;
- средние нормы нагрузки на переписчиков - 420 человек и 370 человек за период проведения опроса населения.

Как сообщила И.А. Збарская, при методе самоисчисления возврат заполненных переписных листов составил от 4 до 13%. Невысокая степень участия населения делает неэффективным его применение в качестве основного метода переписи, так как слишком высоки организационные затраты, с учетом необходимости использования труда переписчиков для опроса лиц, не заполнивших переписные листы, а также дублирования тиража переписных листов. Таким образом, в условиях отсутствия обязательности участия населения в переписи наиболее приемлемым для полноты учета населения при проведении Всероссийской переписи населения остается метод опроса населения и заполнения переписных листов специально подготовленными временными работниками.

В случаях отсутствия населения в течение всего периода пробной переписи или категорического отказа отдельных граждан от участия в переписи использованы первичные административные данные, имеющиеся у организаций, на которые законодательством Российской Федерации возложено осуществление регистрационных функций. Удельный вес лиц, переписанных по административным данным, в общей численности учтенных при пробной переписи населения составил: 10% - в г. Санкт-Петербурге, 5% - в городском округе Балашиха, 4% - в г. Хабаровске.

В докладе и в ходе дискуссии были затронуты и другие вопросы, в частности об отношении населения к переписи, об организации переписи по муниципальным образованиям (в связи с введением с 1 января 2006 г. нового административно-территориального устройства), различиях программ переписи населения 2002 г. и предстоящей переписи населения (вопрос об образовании - в предстоящей Всероссийской переписи населения будут отдельно показаны бакалавры, магистры, имеющие ученую степень; вопрос о языке - будут отражены вопросы о владении языками: родной язык, государственный язык; по вопросу об источнике средств существования будет подсказ относительно того, что имеется в виду под главным, и т. д.).

В обсуждении доклада приняли участие Е.С. Заварина, канд. экон. наук А.Н. Воробьев (МГУ им. М.В. Ломоносова), канд. экон. наук Е.Л. Сороко (ИД ГУ-ВШЭ), Н.Т. Мерзляк, Б.Т. Рябушкин.

На *февральском* заседании (2009 г.) с докладом «Об экспериментальных расчетах и дифференцированных механизмах компенсации инфляционных потерь в России» выступил директор НИИ статистики Росстата, д-р экон. наук **В.М. Симчера**.

Докладчик акцентировал внимание на вопросе влияния возросшей за последние месяцы инфляции на уровень жизни различных слоев населения. Отметив многогранность процесса инфляции, его характер, подобный цепным реакциям в физике, В.М. Симчера охарактеризовал инфляцию и как рост цен, и как девальвацию рубля в условиях относительной стабильности, и рост курса доллара в условиях абсолютной нестабильности, и удорожание себестоимости и стоимости единицы производимой продукции, и на порядок раздутый по отношению к реальным активам финансовый пузырь, и резкое снижение ликвидности активов фондовых рынков, и огромные транзакционные потери, расходы, убытки и упущенные выгоды современного менеджмента. И лечить инфляцию, как считает докладчик, надо комплексно, а не отдельно принятыми мерами.

По результатам исследований, констатировал В.М. Симчера, доказано, что инфляция и инфляционные потери (и в мире, и особенно в России) по отношению к различным агентам рынка и слоям населения изменяются разнонаправленно и в разном скоростном режиме. Между тем расчеты инфляции и инфляционных потерь в России, по мнению докладчика, осуществляются по усредненным показателям (либо и вовсе не определяются). В результате, для отдельных агентов рынка и слоев населения образуется огромный, все время нарастающий разрыв между суммами инфляционных потерь и суммами их компенсаций. Одни становятся богаче, другие - беднее. В качестве особого вида инфляции В.М. Симчера выделил инфляцию на фондовых и валютных рынках, которая стала оказывать существенное влияние на состояние экономики отдельных стран и мира в целом. По расчетам специалистов, в 2008 г., например, инфляционные потери на мировых и фондовых и валютных рынках превысили 100 трлн. долларов США.

Докладчик привел аргументы в пользу расчета дифференцированных индексов инфляции, в том числе фондовых



и валютных индексов инфляции, построения и применения адекватных механизмов компенсации инфляционных потерь, отметив важную роль государственной статистики в разработке методологии и практической реализации дифференцированных расчетов индексов инфляции. Вместе с тем не все вопросы, связанные с комплексом предполагаемых работ, находятся в компетенции Росстата. В мероприятиях по преодолению последствий инфляции и финансового кризиса в целом, по мнению В.М. Симчеры, важное место должна занять разработка законопроекта об исчислении и публикации в Российской Федерации системы официальных индексов инфляции, включающей, в частности, дифференцированные индексы инфляции, выполняющей функции инструмента воздействия государства на минимизацию потерь бедных слоев населения и небогатых акционеров от финансового кризиса и инфляционных процессов. Для организации указанной работы докладчик предложил образовать Правительственную межведомственную комиссию с участием Росстата, представителей обеих палат российского парламента, Минфина России, Банка России, Минэкономразвития, других компетентных организаций и создать при комиссии рабочую группу, которая должна разработать соответствующие методики и отвечать за координацию работ по сбору, обработке и анализу первичных статистических данных по показателям инфляции.

В обсуждении доклада В.М. Симчеры приняли участие В.Н. Коробов, Е.С. Заварина, М.С. Абрютин, А.П. Зинченко, канд. экон. наук А.В. Навой (Банк России), С.Д. Ильенкова, Б.Т. Рябушкин.

Тема доклада *мартовского* заседания секции «Развитие методологии статистического учета продукции строительства», с которым выступила зам. начальника Управления Росстата **Н.А. Власенко**. В ее выступлении дана оценка состояния статистического учета продукции строительства и обозначены направления его совершенствования. Особое внимание уделено вопросам развития методологии расчета индекса физического объема продукции строительства. В настоящее время при исчислении объемов строительных работ в постоянных ценах используется метод прямого дефлятирования с ориентацией на определение среднего изменения цен, что ранее было связано с общим их пересмотром.

По мнению докладчика, при дефлятировании на основе показателя, отражающего изменение средних цен на строительно-монтажные работы, имеют место значительные искажения, в частности в связи с изменением цен на импортируемые и инвестируемые ресурсы в периоды девальвации национальной валюты (как это было, например, в 1998 г.). Был отмечен также факт занижения стоимости строительной продукции в условиях неоптимального и нестабильного налогового климата, когда строительные организации стремятся минимизировать свое налоговое бремя за счет преуменьшения данных о производимой ими продукции.

С целью совершенствования методологии измерения динамики строительной продукции, с учетом опыта зарубежных статистиков, предлагается новый подход, ориентированный на расчеты укрупненных видов работ. Для

реализации нового подхода следует выполнить цикл научно-исследовательских и проектно-технологических работ:

- обоснование состава и формирование укрупненных видов работ;
- разработка методологии учета укрупненных видов работ, включающая создание инструментария для получения первичной информации об объемах продукции строительства;
- построение и использование ресурсно-технологических моделей, в том числе способов расчета стоимостного эквивалента единицы укрупненного вида работ в текущих и сопоставимых ценах;
- разработка методологии расчета индекса физического объема продукции строительства и оценки ее стоимости на основе укрупненных видов работ.

Индексы цен, разработанные по видам работ (метод компонентов), обеспечат, как считает докладчик, получение более точной картины динамики цен и их влияния на динамику производства. Стоимостные показатели, сформированные на основе предлагаемой методологии расчета стоимости укрупненных видов работ, с последующей их оценкой в постоянных ценах, будут более адекватно отражать реальный объем строительной продукции, произведенной в отчетном периоде. Появляется возможность выявлять и учитывать скрытые объемы производства, а также учитывать объем строительной продукции в натуральном и стоимостном выражении в разрезе разных видов работ, характеризующих технологическую направленность строительного производства.

В обсуждении доклада приняли участие канд. экон. наук Б.Г. Сивориновский (НИИ статистики Росстата), канд. экон. наук А.В. Квитко (МЭСИ), Н.Т. Мерзляк, М.С. Абрютин, В.Н. Коробов. Выступавшие в прениях поддержали направления совершенствования методологии измерения индекса физического объема продукции строительства, был высказан ряд пожеланий, в частности при определении затрат на выполненные строительные работы в большей мере учитывать имеющуюся нормативно-правовую базу и особенности использования материально-технических и технологических условий производства.

На *апрельском* заседании секции был заслушан совместный доклад **В.Н. Коробова** и **В.Е. Струковой** на тему: «О результатах пилотного обследования крупных и средних предприятий с целью апробации перехода на ОКПД и уточнения системы переходных ключей». Докладчики познакомили участников заседания с особенностями пилотного обследования и основными его результатами. Обследованными были охвачены крупные и средние предприятия, выпускающие продукцию добывающих, обрабатывающих производств и распределение электроэнергии, газа и воды, лесозаготовок и рыболовства (статистические данные относились к девяти месяцам 2008 г.). По определенной выборке каждому конкретному предприятию направлялась единовременная форма федерального статистического наблюдения № 1-ОКПД-т «Сведения о производстве продукции по Общероссийскому классификатору продукции по видам экономической деятельности (ОКПД)» с заполненным в ней с помощью программных средств перечнем

видов продукции и их кодов по ОКП, которые были показаны в его отчетности по годовой форме № 1-натура за 2007 г.

Как отмечалось в докладе, у экономистов предприятий в процессе сбора информации по формам № 1-ОКПД-т были проблемы как технического характера (не все предприятия имели доступ в Интернет для работы с ОКПД, размещенным на сайте Росстата), так и методологического характера (в связи с недостаточной детализацией номенклатуры продукции по подкатегориям в ОКПД или ОКП). Например, в составе группировки 28.22.1 «Радиаторы и котлы водогрейные» отсутствуют радиаторы алюминиевые; на предприятиях - производителях лекарственных средств, биологически активных добавок, наоборот, возникали трудности с подбором необходимых кодов в ОКПД в связи со значительным объемом в ОКПД ассортиментных позиций указанной продукции.

Отмечались также проблемы идентификации (например, алмазов природных несортированных), поиска в ОКПД выпускаемой продукции (в ОКПД некоторые виды продукции оказывались не в тех классах, что в ОКП, как, например, продукция парфюмерно-косметической промышленности), затруднения, возникающие в связи с отсутствием в ОКПД сводных группировок, таких, как «печатная продукция», «нефть добытая» и др.). Как считают докладчики, на начальном этапе перехода к ОКПД может потребоваться применение «нулевых» иносекторных кодов. Обращено внимание на ряд преимуществ ОКПД, в частности на наличие в нем значительного числа видов продукции, которые стали выпускаться сравнительно недавно и поэтому в ОКП отсутствуют.

Подводя итоги по проведенному пилотному обследованию, В.Н. Коробов и В.Е. Струкова констатировали, что в целом обследование прошло успешно. Вместе с тем по отдельным позициям выявлены нестыковки классификаторов, затрудняющие подготовку переходных ключей, что требует как уточнения классификатора ОКПД, так и решения вопросов, связанных с несовершенством ОКП.

В обсуждении доклада приняли участие Н.Т. Мерзляк, Е.С. Заварина, С.Д. Ильенкова, д-р экон. наук Т.Н. Калиновская (НИИ статистики Росстата). Были высказаны пожелания успешного завершения работ по переходу на ОКПД и уточнению системы переходных ключей, что позволит иметь динамические ряды выпуска продукции по видам экономической деятельности и продолжить ряды показателей выпуска продукции в отраслевом разрезе.

На майском заседании секции с докладом на тему «Роль статистики в социальных исследованиях» выступила д-р экон. наук **О.В. Кучмаева** (МЭСИ). Изменения в экономической и социальной жизни общества, происшедшие за последние годы в нашей стране, по мнению докладчика, вызвали ряд социальных проблем, которые требуют серьезного изучения. В анализе сложной структуры современного общества усиливается роль статистики, которая выступает инструментом обоснования социальных нововведений и служит базой для формирования системы индикаторов и показателей эффективности соци-

альных программ. Приобретают актуальность данные, позволяющие анализировать масштабы принимаемых социальных программ («материнский капитал», родовые сертификаты, жилищная ипотека и др.) и полноту охвата нуждающихся категорий населения различными видами социальной помощи, включая субсидии.

О.В. Кучмаева, положительно оценив деятельность Росстата по созданию качественно новых разделов статистики, в том числе социальной статистики, с позиций исследователя акцентировала внимание на доступности статистических данных для пользователя, в частности при анализе реализации мер по оказанию социальной помощи семье и детям, и выделила ряд вопросов, которые еще не нашли отражения в публикуемых данных. Так, по мнению докладчика, сокращение масштабов разработки данных учета естественного движения населения в 1997 г. привело к тому, что оказалось невозможным определить, увеличилась ли численность детей, родившихся у матери вторыми по очередности рождения, после вступления в силу «Закона о материнском капитале». О.В. Кучмаева считает правыми тех специалистов, которые полагают, что для изучения вовлеченности домохозяйств в процесс монетизации льгот недостает статистической информации, поскольку доступная статистика не оперирует показателями изменения ее эффективности на уровне отдельных домохозяйств или их членов. В докладе обращено внимание на отсутствие в статистической отчетности и других показателей, например показателя объема услуг, предоставляемых системой учреждений социального обслуживания семей с детьми и детей, которые нередко оказываются в сложном экономическом положении. В докладе содержался упрек в адрес органов управления отдельных регионов, не проявляющих активности в отслеживании по имеющейся статистической информации результативности предпринимаемых мер и финансовых затрат.

Один из результатов исследования О.В. Кучмаевой - подготовка предложений по корректировке форм сбора данных, в том числе характеризующих положение детей, по уточнению программ разработки данных социальной статистики. В адрес Росстата высказано пожелание о предоставлении пользователям в установленном порядке микроданных, что облегчило бы широкое применение методов многомерного статистического анализа. Высказано также предложение об актуальности проведения в современной России научно обоснованного мониторинга реализации социальной политики при условии повышения качества всех форм статистического наблюдения.

В обсуждении доклада О.В. Кучмаевой приняли участие Е.С. Заварина, д-р экон. наук В.С. Мхитарян (ГУ-ВШЭ), канд. экон. наук Ю.Д. Тыщицкий (ГУУ), Б.Т. Рябушкин. Были высказаны пожелания расширить применение зарубежного опыта статистических исследований социальных процессов, более интенсивно проводить исследования по международным сопоставлениям социальных индикаторов.