

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ПРОБЛЕМЫ ОЦЕНКИ ЭЛАСТИЧНОСТЕЙ ПОТРЕБЛЕНИЯ ОТ ЦЕН *

Б. Н. МИХАЛЕВСКИЙ, Ю. П. СОЛОВЬЕВ

(Москва)

В настоящее время теоретические и практические проблемы измерения общественного эффекта и связанных с ним производных показателей приобретают все большее значение. Это обусловлено не только важностью данного вопроса для теоретической политической экономии, но и настоящими чисто прикладными потребностями (см. [1]).

Современная экономическая наука не может пока дать полного ответа на все сложнейшие вопросы, связанные с природой и измерением общественной эффективности. Из этого факта некоторые критики заключают, что в этом направлении вообще нельзя сказать и сделать ничего конструктивного.

Думается, что из отсутствия общего ответа на все вопросы вовсе не следует, что нельзя дать частных, но достаточно важных, решений, накопление которых вместе с разработкой проблемы в целом в конце концов приведет и к общему решению. Для нахождения же более частных решений *пока что* достаточно распространить представление о численной эффективности на более высокий народнохозяйственный уровень, т. е. пойти по пути агрегирования и статистической оценки.

Численная эффективность может быть количественно оценена без всякого предположения о существовании субъективной эффективности, опирающейся на закон Вебера — Фехнера или субъективную вероятность при измерении эффективности по Нейману — Моргенштерну (хотя и возможности последнего метода еще далеко не ясны).

Нам представляется, что на этом основании уже сегодня можно получить хотя бы предварительные, количественные результаты для решения следующих проблем.

1. Каковы численные значения взятой со знаком минус обратной величины эластичности эффективности дохода — параметра замещения ($\hat{\omega}$) — на народнохозяйственном уровне и для отдельных все более дробных товарных групп?

На народнохозяйственном уровне это предполагает ответ на вопросы: 1) на сколько процентов повысится или понизится эффект от фонда потребления населения, если удельный вес всей остальной части конечного продукта (капиталовложения, оборона, внешнее сальдо) уменьшится или увеличится на 1%; 2) на сколько процентов повысится эффект от среднего душевого потребления при росте его на 1%? Значение $\hat{\omega}$ даст количественный ответ на оба вопроса. Аналогично, для отдельных товаров и услуг мы в состоянии тогда ответить на вопрос: на сколько процентов изменится эффект от потребления населения при изменении удельного веса данного товара на 1% и скольким единицам эффективности равен рост средне-

* В порядке постановки вопроса.

душевого потребления определенного товара на 1%. Обе характеристики даются групповыми и индивидуальными величинами $\hat{\omega}$.

Очевидно, что такого рода количественные ответы дают ясное представление о последствиях народнохозяйственного решения относительно распределения национального дохода и конечного продукта на потребление населения и всю остальную часть, относительно эффекта того или иного темпа роста среднедушевого потребления. На уровне отдельных товарных групп мы получаем, с одной стороны, количественную оценку шкалы потребностей населения, а с другой — опять-таки четкую картину экономических последствий структурных изменений или дефицита по различным товарным группам и эффекта того или иного темпа роста среднедушевого потребления каждого товара.

2. Какова численная величина народнохозяйственной долгосрочной нормы эффективности затрат ресурсов, обеспечивающей финансирование всего процесса расширенного воспроизводства?

3. Каким образом с помощью оценок численной эффективности рассчитать матрицу перекрестных эластичностей от цен? Наличие системы таких матриц за несколько лет вместе с таблицами, показывающими эффект масштаба изменения цен на прямые эластичности от цен, дает возможность **делать количественно обоснованные суждения относительно влияния изменений розничной цены данного товара на объемы спроса на все товары и услуги, т. е. одновременно оценить прямые и косвенные последствия изменения розничной цены.**

Цель данной статьи как раз и состоит в том, чтобы дать *предварительные* количественные ответы на эти вопросы.

1. ВЫЧИСЛИТЕЛЬНАЯ СХЕМА ДЛЯ ОЦЕНКИ ЭЛАСТИЧНОСТИ ЭФФЕКТИВНОСТИ ДОХОДА, ДОЛГОСРОЧНОЙ НАРОДНОХОЗЯЙСТВЕННОЙ НОРМЫ ЭФФЕКТИВНОСТИ ЗАТРАТ И РЕСУРСОВ И МАТРИЦЫ ЭЛАСТИЧНОСТЕЙ ОТ ЦЕН

В дальнейшем среднедушевой доход отождествляется со среднедушевым расходом товаров и услуг по всем каналам фонда потребления (т. е. за вычетом сбережений и случайных доходов) и используются следующие обозначения: $i_1 = 1, \dots, k$ — индекс группы товаров и услуг; $i, j = 1, \dots, m$ — индекс товара или услуги; ε_i — эластичность от расхода для i -го товара или услуги; ε_{ii} — прямая эластичность от цены для i -го товара или услуги; ε_{ij} — перекрестная эластичность от цены; α_i — доля m -го товара в сумме расходов; $\hat{\omega} \equiv -(1/\eta)$ — обратная величина со знаком минус эластичности эффективности дохода; $\hat{\omega}^* \equiv \hat{\omega} \pm \sigma_{\hat{\omega}}$; C_i — потребление товара или услуги; $\bar{C}$ — совокупный среднедушевой расход; P_i — относительная цена товара; $Q(C_i)$ — функция потребительского эффекта; $\sigma, v, t^*, r_1, d, R$ — среднеквадратическая ошибка, коэффициент вариации, t — статистика, 1-й коэффициент остаточной марковской автокорреляции, статистика Дарбина — Уотсона, коэффициент корреляции; y — конечный продукт; k — объем капитальных ресурсов; r — долгосрочная норма процента; r^* — детерминированный эквивалент долгосрочной нормы процента; $\sigma_{du/dk}$ — опасение риска; $r = r^* + 0,5\sigma_r^2$ (см. [2]); g — темп роста конечного продукта; ρ — народнохозяйственная стохастическая норма эффективности затрат.

Оценки $\hat{\omega}$ на основе функций потребления по данным семейных бюджетов и возможности исчисления матрицы перекрестных эластичностей от цен при известном $\hat{\omega}$ разрабатывались Р. Фришалем с конца 20-х годов. Им же были сделаны первые оценки этого параметра [3—5].

Позднее расчеты параметра $\hat{\omega}$ ($\hat{\omega} \approx -2$) и на этой базе матрицы перекрестных эластичностей от цен были проведены Л. Юхансенем и А. Амундсенем по Норвегии сначала по бюджетным данным, а потом по бюджетным выборкам и временным рядам при тех же допущениях, внешней оценке долгосрочных эластичностей потребления от дохода и хотя бы двух прямых эластичностей от цен на базе статистических функций потребления. Начальные сценки дали $\hat{\omega} \approx -2$, а позднейшие — диапазон от -3 до -5 [3, 4, 6, 7].

Все работы этой группы основаны на следующих основных предпосылках: а) функция потребительского эффекта имеет численное выражение; б) поведение типичного потребителя достаточно хорошо характеризует весь рынок потребительских товаров и услуг (гипотеза Слуцкого); в) функция $Q(C)$ строго аддитивна, т. е. группы товаров и услуг не зависят друг от друга по предпочтениям (последнее не означает независимости спроса, так как спрос на все товары и услуги связан через бюджетные уравнения).

С формальной точки зрения независимость по предпочтению означает, что

$$\frac{\partial Q_i}{\partial C_i} = \frac{\partial Q_j}{\partial C_j}, \quad (1)$$

т. е. принимается нулевая кривизна гиперповерхностей без различия. Иначе говоря, используется аддитивная функция потребительского эффекта, максимум которой при наличии бюджетных и ценовых ограничений, как известно, достигается в состоянии равновесия. Р. Фриш отсюда делает вывод о том, что эластичность эффективности дохода должна быть постоянной при любой конфигурации цен, т. е. единой для всех товарных групп и неизменной во времени. Но А. Пирс показал [8, 9], что указанные предпосылки Р. Фриша могут быть сняты при несколько более общей точке зрения на определение независимости по предпочтению: условие (1) необходимо заменить условием

$$\frac{\partial (Q_i/Q_p)}{\partial C_j} = 0, \quad j \neq i, p, \quad (2)$$

которое обеспечивает инвариантность при монотонном преобразовании (не требует специального предположения о наличии численного выражения функции потребительского эффекта) и позволяет учесть кривизну гиперповерхностей безразличия. Отсюда А. Пирс приходит к заключению, что эластичность эффективности дохода должна быть непременно одинаковой внутри группы товаров, независимых по предпочтениям (см. его теорему 1в [8]), но необязательно должна быть одинаковой для разных крупных групп товаров и, следовательно, не будет величиной постоянной во времени. В то же время, вычисления на основе фактических данных по Великобритании привели его к тем же количественным выводам, которые были получены Р. Фришем — Л. Юхансенем при предположении полной аддитивности.

Следующий важный шаг вперед был сделан работами А. Бартена [10, 12] и Х. Тейла [13, 14]. А. Бартенем были разработаны методы одновременной оценки единого параметра замещения, эластичностей от цен на основе статистических функций спроса как по данным временных рядов, так и по данным бюджетных выборочных обследований.

Методы А. Бартена имеют следующие основные преимущества: 1) они основаны либо на предположении лишь почти строгой аддитивности, что позволяет значительно более полно учитывать эффект замещения, либо на строгой аддитивности, но со случайным возмущением в функции эффекта;

2) единый параметр замещения, эластичности от дохода и вся система эластичностей от цен оцениваются одновременно, так что не требуется задавать извне несколько прямых эластичностей от цен, как в методе Р. Фриша; 3) случайный компонент может быть включен как существенный элемент анализа потребительского спроса при сохранении предпосылки независимости по предпочтению. Это приводит к нелинейной относительно параметров системе уравнений, которая хотя и дает итеративно при некоторых условиях наилучшую линейную несмещенную оценку, однако сильно увеличивает ненадежность оценки. Последнее, в свою очередь, сильно сказывается на оценках прямых эластичностей, а через них — и также непосредственно — и на величине перекрестных эластичностей (оценка [10] дает $\hat{\omega} \approx -2,12$, а [12] $\hat{\omega} \approx -3,125$ ($\sigma_{\omega} = -0,888$)).

Проведенное в [15] сравнение методов Р. Фриша и А. Бартена [10] показало, что переход от предпосылки полной аддитивности к допущению почти полной аддитивности и соответственно применение процедуры оценки по системе линейных стохастических уравнений с априорной информацией не приводит к значительному уточнению оценок эластичности эффективности дохода и всей системы эластичностей от цен, хотя сам процесс оценки проводится более строго и элегантно. Это оправдывает использование в качестве грубого приближения численной функции потребительского эффекта со строгой аддитивностью.

Х. Тейл дополнял эти результаты анализом с точки зрения теории информации; он рассматривал бюджетные доли как стохастические величины, но сохранял предпосылки строгой аддитивности функции потребительского эффекта.

Наш выбор метода оценки $\hat{\omega}$ и матрицы e_{ij} определялся специфическими условиями формирования фонда потребления в СССР и статистических данных о нем.

Эти условия в главных чертах заключаются в следующем: 1) рынок потребительских товаров и услуг личного потребления не является вполне свободным и имеет совершенно специфические формы снабжения; 2) он не предполагает действия того ценового механизма, который лежит в основе перечисленных выше схем; вследствие этого эластичности от дохода и цен являются чисто статистическими параметрами, характеризующими лишь общий результат взаимодействия платежеспособного спроса и предложения; 3) определение среднедушевого дохода включает всю величину общественного и натурального потребления, формирование которого совсем не подчинено гипотезе Слуцкого; 4) распределение доходов остается сравнительно равномерным; 5) используемые данные о прейскурантных ценах и соответственно о розничном товарообороте в постоянных ценах не являются достаточно надежными. Вследствие этого оценки a_i , ε_i , e_{ii} , α , следовательно, $\hat{\omega}_i$, $\hat{\omega}$ и e_{ij} оказываются смещенными. Сравнение оценки $\hat{\omega}$ на народнохозяйственном уровне, сделанной на основе более точно рассчитанного индекса стоимости жизни [16], и оценки $\hat{\omega}$, полученной прямым агрегированием детальных оценок по упомянутым менее надежным данным, показывает, что последняя оценка $\hat{\omega}$ смещена вниз по крайней мере на $1/3$. Иначе говоря, вследствие неадекватности статистической базы все нижеприводимые детализированные оценки будут иметь в первую очередь методологическое значение.

Все эти особенности находят отражение в природе и величине $\hat{\omega}$ и коэффициентов эластичности ε_j и e_{ij} , но с разной силой проявляются на различных уровнях агрегирования. Если для народного хозяйства в целом может быть сохранена гипотеза единого параметра эластичности эффективности дохода, то при большей детализации номенклатуры товаров и

услуг такое предположение уже совсем не оправдывается. Вследствие этого становится необходимым введение групповых величин эластичности эффективности дохода, имеющих различную численную величину для разных укрупненных товарных групп, т. е. переход к гипотезе Пирса. Применение этой более реалистической гипотезы делает пока-что невозможным прямое использование методов Бартена — Тейла за пределами данной группы товаров, так что единственной альтернативой остается модификация схемы Р. Фриша, в которую вводятся групповые величины $\hat{\omega}$ и анализ на устойчивость.

Это приводит к следующей вычислительной схеме.

1. Точечные оценки ω_i и e_{ij}

1) По модели Фриша по самой укрупненной номенклатуре оцениваются

$$\hat{\omega}_{i_1} = \frac{\varepsilon_{i_1}(1 - \alpha_{i_1}\varepsilon_{i_1})}{e_{i_1 i_1} + \alpha_{i_1}\varepsilon_{i_1}} \quad i_1 \ll m, \quad (3)$$

причем оценки ε_{i_1} и $e_{i_1 i_1}$ находятся непосредственно из регрессионных уравнений.

При приближительном равенстве правых частей (3) для нескольких крупных агрегированных товарных групп $\hat{\omega}$ действительно можно рассматривать как оценки эластичности эффективности дохода.

2) Рассчитываются групповые значения $\hat{\omega}_i$ по более детальной номенклатуре при помощи (3).

3) При помощи $\hat{\omega}_i$ вычисляется матрица перекрестных эластичностей от цен в полной номенклатуре в пределах квадратной матрицы, образующей блок данной группы товаров и услуг. Этот цикл может включать и частичный пересмотр прямых эластичностей от цен из регрессионных уравнений (вследствие высокой чувствительности e_{ii} к изменениям $\hat{\omega}_i$; это следует делать лишь в абсолютно необходимых случаях)

$$e_{ii} = -\varepsilon_j \left(\alpha_j - \frac{1 - \alpha_j \varepsilon_j}{\hat{\omega}_{i_1}} \right), \quad i = j = 1, \dots, k, \quad (4)$$

$$e_{ij} = -\varepsilon_j \alpha_i \left(1 + \frac{\varepsilon_i}{\hat{\omega}_{i_1}} \right), \quad i = j = 1, \dots, k. \quad (5)$$

4) Гипотеза Пирса распространяется и за пределы данного блока товаров и услуг. Это предполагает для всех $j = i > k$ оценку $\hat{\omega}_{ij}$

$$\hat{\omega}_{ij} = \frac{\hat{\omega}_{i_1} \alpha_i \varepsilon_{i_1} + \hat{\omega}_{j_1} \alpha_j \varepsilon_{j_1}}{\alpha_i \varepsilon_{i_1} + \alpha_j \varepsilon_{j_1}} \quad j > k \quad (6)$$

и использования для всех $i = j > k$ $\hat{\omega}_{ij}$ вместо $\hat{\omega}_{i_1}$ в (6), т. е. полный расчет всей матрицы e_{ij} .

5) Производится анализ на устойчивость вычислением производных (см. [15])

$$\frac{\partial e_{ii}}{\partial \hat{\omega}_{i_1}} = -\frac{\varepsilon_i(1 - \alpha_i \varepsilon_i)}{\hat{\omega}_{i_1}^2} \quad (7)$$

$$\frac{\partial e_{ij}}{\partial \hat{\omega}_{i_1}} = \frac{\alpha_i \varepsilon_i \varepsilon_j}{\hat{\omega}_{i_1}^2} \quad j = k; \quad \frac{\partial e_{ij}}{\partial \hat{\omega}_{ij}} = \frac{\alpha_i \varepsilon_i \varepsilon_j}{\hat{\omega}_{ij}^2} \quad j > k, \quad (8)$$

т. е. чувствительность обратно пропорциональна величине $\hat{\omega}_{i_1}$, очень быстро возрастает для $\hat{\omega}_{i_1} < 2$ и стремительно убывает для $\hat{\omega}_{i_1} > 2$.

II. Оценка диапазона изменений $\hat{\omega}_{i_1}$ и e_{ij}

6) Вычисляются групповые взвешенные среднеквадратические ошибки $\hat{\omega}_{i_1}$

$$\sigma_{\hat{\omega}_{i_1}} = \sqrt{\frac{\sum (\omega_i - \hat{\omega}_{i_1})^2 \alpha_i \varepsilon_i}{(i-1) \sum \alpha_i \varepsilon_i}}, \quad (9)$$

и диапазон изменений $\hat{\omega}_{i_1}$

$$\hat{\omega}_{i_1}^* = \hat{\omega}_{i_1} \pm \sigma_{\hat{\omega}_{i_1}}. \quad (10)$$

7) В (6) вместо $\hat{\omega}_{i_1}$ используются $\hat{\omega}_{i_1}^*$ из (10) и в общем случае доверительные интервалы оценок ε_{i_1} и ε_j , так что находятся $\hat{\omega}_{ij}^*$.

8) Цикл 6 выполняется для народнохозяйственной величины $\hat{\omega}$

$$\sigma_{\hat{\omega}} = \frac{\sum \hat{\omega}_{i_1} \cdot \alpha_{i_1} \varepsilon_{i_1}}{\sum \alpha_{i_1} \varepsilon_{i_1}}, \quad (11)$$

$$\hat{\omega}^* = \hat{\omega} \pm \sigma_{\hat{\omega}}. \quad (12)$$

9) Доверительные интервалы ε_j , ε_i и значения $\hat{\omega}_i^*$, $\hat{\omega}_{ij}^*$ используются для оценки матриц e_{ij}^* .

10) Анализ на устойчивость по (7) — (8) дополняется расчетом абсолютных и относительных ошибок матрицы e_{ij} .

$$e_{ii} - e_{ii}^* = \frac{-\varepsilon_i (1 - \alpha_i \varepsilon_i) (\hat{\omega}_{i_1} - \hat{\omega}_{i_1}^*)}{\hat{\omega}_{i_1} \hat{\omega}_{i_1}^*}, \quad (13)$$

$$e_{ij} - e_{ij}^* = \frac{\alpha_j \varepsilon_j (\hat{\omega}_{i_1} - \hat{\omega}_{i_1}^*)}{\hat{\omega}_{ij} \hat{\omega}_{ij}^*} \quad (14)$$

$$\gamma = \frac{\alpha_i \varepsilon_i - 1}{\alpha_j \varepsilon_j}. \quad (15)$$

Из (13) — (15) следует: 1) ошибки в оценке e_{ii} и e_{ij} имеют разные знаки, 2) так как можно, кроме того, показать, что $\sum_{i=1}^m (e_{ii} - e_{ii}^*) =$

$$= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m (e_{ij} - e_{ij}^*) \text{ (см. [15])}, \text{ то при неправильной оценке } \hat{\omega}_{i_1} \text{ возникаю-}$$

щая вследствие этого ошибка оценки прямой эластичности по (14) равна сумме ошибок во всех перекрестных эластичностях блока плюс взвешенная сумма ошибок оценок перекрестных эластичностей за пределами блока.

III. Включение эффекта масштаба изменения цен

11) В отношении прямых эластичностей от цен вводится эффект масштаба — изменения их в зависимости от диапазона изменения относительной цены

$$e_{i_1}^* = e_{i_1 i_1} + f_{i_1} \frac{d(p_{i_1}/p)}{p_{i_1}/p_{\hat{\omega}_{i_1}}}, \quad i_1 \leq i. \quad (16)$$

12) Производится пересчет $\hat{\omega}_{i_1}$ из (3), а затем (10), заново выполняется цикл 7, потом цикл 9, а затем повторяются циклы 5 и 10.

Альтернативный метод оценки относится только к параметру по народному хозяйству в целом.

Он основан, с одной стороны, на соотношении между народнохозяйственной долгосрочной стохастической нормой эффективности затрат, темпом роста народного хозяйства, параметром $\hat{\omega}$ и долгосрочной нормой процента (см. [2])

$$\rho_t = \hat{\omega}_{t+1} g_{t+1} e^{-r}, \quad (17)$$

и структуре самой нормы эффективности, с другой,

$$\rho = \frac{\partial y}{\partial k} + r^* + 0,5 \sigma_{\partial y / \partial k}^2. \quad (18)$$

В (18) долгосрочная народнохозяйственная норма эффективности представлена в виде суммы частной производной макроэкономической производственной функции и долгосрочной нормы процента. Последняя из этих величин представляет собой минимальную норму гарантированного дохода на ресурсы с неэластичным предложением, приносящие доход на протяжении бесконечного времени при нулевом предвидении. Первая же величина является нормой эффективности на замещаемые ресурсы в условиях конечного времени и частичного предвидения. Вследствие этого ее можно интерпретировать как детерминированный эквивалент долгосрочной нормы эффективности или как премию за риск. $\partial y / \partial k$ можно разложить и далее, исключив норму фискальных доходов, так что остаток составит норму эффективности капиталовложений в точном смысле слова. В свою очередь, норму процента можно представить в виде суммы двух величин — детерминированного эквивалента нормы процента и опасения риска.

Такое разложение показывает, что ρ является действительно народнохозяйственной нормой эффективности, так как обеспечивает процесс расширенного воспроизводства во всех его формах, покрывая все формы прибавочного продукта в цене. Но в отличие от традиционных моделей общего равновесия, основанных на недостаточно корректных экономических предположениях, это является ее единственной функцией — она не может одновременно выполнять также и функции распределения ресурсов и стимулирования производства. Две последние функции ложатся на долгосрочную норму процента и норму долгосрочной эффективности капиталовложений в точном смысле слова.

Формулу (17) — (18) можно истолковать и прямым образом: зная темп роста конечного продукта и долгосрочную норму процента, оценив затем по вышеописанной схеме $\hat{\omega}$, можно рассчитать ρ и детерминированный эквивалент долгосрочной нормы эффективности, т. е. $\partial y / \partial k$.

В следующем разделе эти вопросы рассматриваются конкретно.

2. ОЦЕНКА НАРОДНОХОЗЯЙСТВЕННОЙ И ГРУППОВЫХ ЭЛАСТИЧНОСТЕЙ ЭФФЕКТИВНОСТИ ДОХОДА В СССР

Народнохозяйственная величина эластичности эффективности дохода была оценена тремя способами. Первые два охватывают хозяйство в целом и учитывают все виды ценовых изменений, третий выполнен по весьма детальным данным, но охватывает только розничный товарооборот и базируется на прейскурантных ценах и соответствующих данных по товарообороту.

1. Первый способ описан в [16] и основан на прямом применении схемы Фриша к двум укрупненным группам («продовольственные товары», «промышленные товары») с последующим взвешиванием. Все оценки получены по данным временных рядов за 1951—1963 гг.

Результаты точечной оценки $\hat{\omega}$ таковы: по продовольственным товарам $\hat{\omega} \approx -3,255$, по промышленным $\hat{\omega} \approx -3,170$, по хозяйству в целом $\hat{\omega} \approx -3,228$.

2. Второй способ использует формулы (17) — (18). Темп роста конечного продукта за 1951—1965 гг. был вычислен в результате специального исследования, а составляющие ρ получены следующим образом. $\partial y / \partial k$ была найдена из макроэкономической производственной функции, исчисленной по данным за 1951—1965 гг. (детали см. в [17—18]) и имеющей вид

$$\lg Y_t = -0,524219 + 1,111363(0,58804 \lg L_t + 0,33151 \lg K_t + 0,08045 \lg N_t + 0,004894t),$$

$$\sigma = 0,008497, \quad v = 0,020, \quad r_1 = 0,4588, \quad d^* = 1,026. \quad (19)$$

Отсюда в среднем за 1951—1956 гг. $\partial y / \partial k = 0,1646$, за 1965 г. $\partial y / \partial k = 0,1464$. В качестве r^* можно с некоторым основанием принять установленную типичную ставку платы за производственные фонды в 6%. Такое приравнение, конечно, не вполне обосновано, так как трудно различить, в какой мере эта 6% ставка является нормой процента, а в какой представляет собой разновидность прямого налога. В качестве $\sigma_{\partial y / \partial k}^2$ была взята дисперсия норм рентабельности по отраслям промышленности за 1960—1965 гг. в 0,026.

В итоге получаем

$$\hat{\omega}_{1951-1965} = -3,60, \quad \hat{\omega}_{1965} = -4,29,$$

$$\frac{\partial y}{\partial k}(1951-1965) = 0,1646, \quad \frac{\partial y}{\partial k}(1965) = 0,1464, \quad (20)$$

$$\rho_{1951-1965}^* = 0,1644, \quad r = 0,0730,$$

$$\rho_{1951-1965} = 0,2376, \quad \rho_{1965} = 0,2194.$$

3. Последний способ в силу особенностей формирования исходных данных имеет лишь методическое значение, давая, однако, известное количественное представление об укрупненной шкале приоритетов потребностей населения*. Коэффициенты эластичности, послужившие основой оценок $\hat{\omega}_i$ по данным о динамике розничного товарооборота за 1953—1965/66 гг., вместе с их статистическими характеристиками приведены в приложении ($t^*_{e_{i,i_2}}$ ясно показывают неадекватность исходных данных). Укрупненная шкала приоритетов потребностей населения приведена в таблице 1 (точечные оценки $\hat{\omega}_i$ и диапазон их изменения $\hat{\omega}_{i_1}^*$).

Полученные результаты позволяют сделать следующие выводы.

а) В настоящее время увеличение (уменьшение) доли потребления населения в конечном продукте на 1% и рост (понижение) среднедушевого потребления на 1% увеличивают (уменьшают) эффективность потребления для населения примерно на 4,3%. Эта цифра весьма важна для экономической политики, показывая сколь осторожно следует подходить к проблеме распределения конечного продукта и количественной оценке гипотезы в отношении темпов роста жизненного уровня.

б) Наибольший рост общественного эффекта потребления населения (в порядке убывания) связан с увеличением среднедушевого потребления колбасы, овощей, мебели, электротоваров, мяса и птицы, масла, яиц и одеж-

* Другие методы оценки приоритетов потребностей населения (помимо чисто нормативного подхода) см. в [19—21].

Таблица 1

Групповые величины $\hat{\omega}_{i_1}$ (1953—1965/66 гг.)

	Наименование группы товаров	$\hat{\omega}_{i_1}$	$\hat{\omega}_{i_1}^*$
1.	Мясо, колбаса, консервы, сало, в том числе колбаса	—3,505 —5,770	—2,727, —4,283 —
	мясо и птица	—3,890	—
2.	Мебель, электротовары, радиотовары, велосипеды и мотоциклы, в том числе мебель	—3,358 —4,700	—2,635, —4,085 —
	электротовары	—4,600	—
3.	Одежда (трикотаж, галантерея, носки и чулки, меха)	—3,100	—2,140, —4,060
4.	Обувь (кожаная, комбинированная, резиновая, валяная)	—2,300	—1,714, —2,904
5.	Фрукты, овощи, картофель, овощные консервы в том числе	—2,242	—
	овощи	—5,059	—
6.	Водка, вино, пиво	—1,800	—1,419, —2,181
7.	Масло, молоко, сыр, яйца в том числе масло, яйца	—1,560 —3,218	—0,836, —2,284 —
8.	Парфюмерия, мыло	—1,400	—1,025, —1,775
9.	Хлеб, мука, крупа, макароны, кондитерские из- делия	—0,960	—0,782, —1,138
10.	Табак, спички	—0,780	—0,733, —0,827
	В среднем по розничному товарообороту	—2,221	

ды. Иначе говоря, расширение производства и капиталовложения в эти отрасли наиболее эффективны с точки зрения улучшения структуры личного потребления.

в) Общественная норма эффективности затрат ресурсов, как видно из (20), имеет следующую структуру: примерно 30% ее величины составляет фискальный элемент, а из остальных 70% на долю процента приходится около 44%.

г) Агрегированные величины $\hat{\omega}$ обладают, по-видимому, значительной устойчивостью. Так, если из средней по розничному товарообороту $\hat{\omega}$ исключить полиграфические изделия, музыкальные товары и игрушки, то $\hat{\omega}$ возрастет лишь до —2,2958, а после исключения позиции «фрукты и овощи» — до —2,30035.

Перейдем к оценке матрицы перекрестных эластичностей от цен.

3. ОЦЕНКА МАТРИЦЫ ПЕРЕКРЕСТНЫХ ЭЛАСТИЧНОСТЕЙ ОТ ЦЕН И ЕЕ УСТОЙЧИВОСТИ

Эта оценка по кругу розничного товарооборота за 1953—1965/66 гг. была выполнена по схеме, описанной в разделе 1, с использованием данных о преискурантных ценах и соответствующей статистики товарооборота. В силу этого, как отмечалось, матрица имеет лишь иллюстративное значение (табл. 2).

Анализ матрицы показывает следующее.

1) Из предпоследнего столбца таблицы видна доля изменения потребления из розничной сети под влиянием изменения цены на данный товар. Недостаточная до 1 величина в каждом случае показывает удельный вес косвенного эффекта (исключением является позиция «молоко и молочные продукты», результаты по которой совсем ненадежны). Эти данные

Таблица 2

Коэффициенты эластичности от цен по розничному товарообороту (1953—1965 гг.)

Наименование групп товаров	ϵ_{ii}	$\Sigma \epsilon_{ij}$	$\epsilon_{ii} / \Sigma \epsilon_{ij}$	ϵ_i
Велосипеды	-0,71355	-0,79328	0,89949	1,77616
Мясо	-0,58847	-1,043521	0,56393	1,96519
Колбаса	-0,40639	-0,87552	0,46417	1,36148
Консервы	-0,65810	-0,6374638	0,95729	2,29793
Сало	-0,34152	-0,535021	0,63833	1,17393
Масло	-0,71004	-1,0374	0,68444	1,09787
Молоко	1,74764	-1,07749	1,62195	2,89762
Сыр	—	0,045175	—	1,50632
Яйцо	-0,94463	-0,992976	0,95131	1,47310
Хлеб	-0,42339	-3,52184	0,12022	0,41499
Мука	-0,42012	-0,98792	0,4253	0,35504
Крупа	-0,70655	-1,01608	0,69537	0,67145
Макаронь	-0,46464	-0,64645	0,71876	0,44472
Кондитерские изделия	-0,84740	-1,43101	0,59217	0,80862
Водка	-0,71031	-2,937401	0,31747	1,28881
Вино	-0,98997	-1,165565	0,84935	1,78069
Пиво	-0,39598	-0,82374	0,48071	0,70115
Меха	-0,39218	-0,47761	0,82113	1,20570
Чулки	-0,46283	-0,62707	0,73808	1,41810
Галантерея	-0,48735	-0,85679	0,56881	1,46383
Трикотаж	-0,59696	-0,94857	0,62933	1,73758
Обувь кожаная	-0,50610	-0,79807	0,63415	4,11395
Обувь резиновая	-0,02665	-0,32927	0,08094	0,06023
Обувь валеная	-0,18447	-0,32177	0,57330	0,42174
Парфюмерия	-0,69220	-0,73792	0,83751	0,96695
Мыло хозяйственное	-0,51034	-0,63685	0,80214	0,71232
Мыло туалетное	-0,45426	-0,50479	0,8999	0,63509
Табак	-0,32895	-1,34524	6,61759	0,64491
Спички	-0,00955	-0,07466	0,12791	0,00744
Мебель	-0,59778	-0,71667	0,8341	2,72623
Электротовары	-0,63024	-0,66941	0,94149	2,87478
Радиотовары	-1,36669	-1,43328	0,95354	2,88782

показывают, что в ряде случаев косвенное влияние изменения цены на тот или иной товар даже сильнее непосредственного эффекта.

Так, повышение цены на мясо на 1% непосредственно сокращает объем товарооборота мяса на 0,59%. Но одновременно повышение цены на мясо на 1% ведет к сокращению товарооборота колбасы на 0,02%, консервов — на 0,03%, масла — на 0,01%, молока, сыра и яиц — на 0,02%. Эффект повышения весьма заметно сказывается и на товарообороте промышленных товаров, который сокращается в следующих размерах: меха, чулки, галантерея, трикотаж — на 0,02%, мебель и электротовары — на 0,04%, велосипеды — на 0,02%, радиотовары — на 0,03%. В итоге косвенные изменения такого рода ведут к сокращению товарооборота еще на 0,45%.

Изменение цены на кожаную обувь на 1% ведет к прямому изменению спроса на нее на 0,5%. Но одновременно спрос на мясо и мясные консервы изменяется на 0,05%, молоко — на 0,04%, колбасу, сыр, яйцо, вино — на 0,03%, на водку — на 0,02%. Косвенный эффект на рынке промышленных товаров приводит к следующим изменениям: мебель и радиотовары — 0,06%, электротовары и велосипеды — 0,04%, парфюмерия — 0,02% и т. д. Всего косвенные изменения сдвигают спрос в противоположном направлении на 0,3%, т. е. составляют около $\frac{3}{5}$ прямого эффекта.

Таблица 3

 $\partial e_{ij} / \partial \hat{\omega}_i$ для розничного товарооборота 1953—1965/66 гг.

Наименование группы товаров	$\frac{\partial e_{ii}}{\partial \omega_i}$	$\sum_i \frac{\partial e_{ij}}{\partial \omega_i}$	Наименование группы товаров	$\frac{\partial e_{ii}}{\partial \omega_i}$	$\sum_i \frac{\partial e_{ij}}{\partial \omega_i}$
Мясо	-0,1504	+0,07403	Хлеб	-0,4383	+0,04039
Колбаса	-0,1076	+0,02313	Водка	-0,3291	+1,02435
Консервы	-0,1857	-0,12799	Трикотаж	-0,1736	+0,04167
Сало	-0,0946	-0,03424	Обувь кожаная	-0,2001	-0,12835
Масло	-0,4416	-0,22660	Мебель	-0,2315	-0,06755
Молоко	-1,1203	-0,48087	Электротовары	-0,2513	-0,16654
Сыр	-0,6155	-0,51379	Радиотовары	-0,2503	-0,13923
Яйца	-0,6011	-0,49239			

2) Сравнение суммы изменений эластичностей от цен с эластичностями от дохода показывает, что ни в одном случае не соблюдается тради-

ционное условие теории равновесного поведения потребителя: — $\sum_{j=1}^m e_{ij} = \varepsilon_i$.

Исходные данные, однако, недостаточно надежны, чтобы всю разницу приписать наличию элементов структурного неравновесия в поведении потребителей и соотношении спроса и предложения; можно, по-видимому, лишь утверждать, что полученный результат в какой-то мере отражает их существование.

Для анализа устойчивости прежде всего была вычислена матрица частных производных по розничному товарообороту (7) — (8). Ее диагональные элементы и общая сумма изменений по строке частично показаны в табл. 3.

Из сравнения таблиц 2 и 3 видно, что относительное изменение e_{ij} в зависимости от $\hat{\omega}_i$ составляет не менее 25% при тех смещенных вниз оценках, которые получаются для ω_i из данных для розничного товарооборота. В какой степени этот факт искусственно увеличивает чувствительность оценок, видно из следующего примера. Если предположить, что для группы «мясные товары» $\hat{\omega}$ смещена вниз настолько же, насколько общая оценка по товарообороту по отношению к более точной народнохозяйственной оценке $\hat{\omega} = -3,60$, то для группы «мясные товары» будет $\hat{\omega}_1 = -4,90$ и $\partial e_{ii} / \partial \hat{\omega}_1 = -0,0770$ вместо $-0,1504$.

Таким образом, точность оценок $\hat{\omega}_i$ является, видимо, критическим моментом при анализе на устойчивость.

Таблица, далее, показывает компенсирующее влияние $\frac{\partial e_{ii}}{\partial \hat{\omega}_i}$ и $\partial e_{ij} / \partial \hat{\omega}_i$, обладающих разными знаками.

Аналогичный результат дает анализ абсолютных отклонений (13) — (14) с точечными оценками ε_i и интервальными значениями $\hat{\omega}_i^*$. Однако количественные итоги не приводятся за недостатком места.

4. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

1. В настоящее время представление о численной функции потребительского эффекта в соединении со статистическим методом оценки является, по-видимому, единственно доступным практическим инструментом частного и приближенного измерения функции потребительского эффекта и произвольных показателей, важных для экономической политики.

2. Использование этого инструмента предполагает, однако, дальнейшую эмпирическую проверку гипотез, лежащих в основе численной эффективности. Это, в свою очередь, требует радикального улучшения качества статистических данных, так как без этого невозможно продвинуться дальше численных иллюстраций.

3. Переход к полному измерению общественной эффективности в форме народнохозяйственного критерия предполагает:

а) оценку общественной эффективности частных критериев путем перевода их из векторной формы в скалярную. В общем случае уже и для этого требуется численная оценка квадратичных предпочтений основных типов участников социально-экономического процесса по отношению к структуре каждого частного критерия. Обобщенное представление о численной эффективности в комбинации со статистической обработкой результатов специальным образом организованных интервью быть может послужит исходным пунктом;

б) оценку квадратичных предпочтений в отношении комбинации скаляров частных критериев;

в) развитие специальных отраслей социологии и социальной психологии для более ясного понимания роли неизмеримых в настоящее время элементов частных и общего критериев и специализированных методов проведения и обработки результатов анкет.

Каждая из этих задач чрезвычайно сложна. Для их решения требуется длительная исследовательская работа целой группы специализированных институтов и государственных организаций.

ПРИЛОЖЕНИЕ

Статистические характеристики коэффициентов эластичности для оценки групповых $\hat{w}$

Наименование групп товаров	ε_{i_1}	$\varepsilon_{i_1 i_1}$	$t_{\varepsilon_{i_1}}^*$	$t_{\varepsilon_{i_1 i_1}}^*$	R (независимые переменные)	r_1	d
Мясо, колбаса, консервы, сало	1,61281	-0,51628	24,243	-3,673	-0,0547	0,0960	1,9410
Фрукты, овощи, картофель, овощные консервы	2,00511	-0,90137	18,184	-3,404	0,4786	0,1958	1,8489
Масло, молоко, сыр, яйца	2,04320	-1,28091	18,139	-4,018	0,0606	0,0885	1,7558
Чулки, носки	1,41210	-0,46287	7,846	-1,026	-0,4420	0,1664	1,4814
Галантерея	1,46385	-0,46735	5,894	-0,351	-0,8922	0,2303	1,4079
Табак	0,64491	-0,82895	6,036	-0,449	-0,1835	0,2194	1,5204
Мебель	2,72623	-0,59773	18,481	-0,450	-0,2227	0,0551	1,7616
Электротовары	2,87478	-0,63024	7,413	-0,479	0,2886	0,2740	1,3823
Радиотовары	2,88782	-1,36669	10,464	-1,993	-0,6284	0,2762	1,2599
Велосипеды и мотоциклы	1,77616	-0,71355	34,697	-2,036	-0,4431	-0,1552	2,2443

ЛИТЕРАТУРА

1. А. М. Румянцев. Принцип демократического централизма, экономическая реформа и опыт математического анализа проблем согласованного хозяйствования. «Экономика и матем. методы», 1968, т. IV, вып. 5.
2. Б. Н. Михалевский. Односекторная динамическая модель и оценка нормы эффективности капиталовложений. «Экономика и матем. методы», 1965, т. I, вып. 2.
3. R. Frisch. Dynamic Utility. «Econom.», 1964, v. 32, № 3.

4. R. Frisch. A Complete Scheme for Computing All Direct and Cross Demand Elasticities in a Model with Many Sectors. «Econom.», 1959, v. 27, № 2.
5. R. Frisch. New Methods of Measuring Marginal Utility. Tübingen, 1931.
6. L. Johansen. A Multisectoral Model of Economic Growth. Amst., N.-H. Publ. Co., 1960.
7. L. Johansen. Explorations in Long-Term Projections for the Norwegian Economy, «Economics of Planning», 1968, v. 8, № 1—2.
8. I. Pearce. An Exact Method for Consumer Demand Analysis. «Econom.», 1961, v. 29, № 4.
9. I. Pearce. A Contribution to Demand Analysis. Oxford, 1964.
10. A. Barten. Consumer Demand Functions Under Conditions of Almost Additive Preferences, «Econom.», 1964, v. 32, № 1—2.
11. A. Barten. Family Composition, Prices and Expenditure Patterns, «Sixteenth Symposium of the Colston Research Society», L., 1964.
12. A. Barten. Estimating Demand Equation. «Econom.», 1968, v. 36, № 2.
13. H. Theil. The Information Approach to Demand Theory. «Econom.», 1965, v. 33, № 1.
14. H. Theil. Economics and Information Theory. Amst., N.—Hol., 1967.
15. R. Ayanian. A Comparison of Barten's Estimated Demand Elasticities with those Obtaining using Frisch's Method. «Econom.», 1969, v. 37, № 1.
16. Б. Н. Михалевский. Коэффициенты эластичности от дохода и цен и оценка параметра замещения. В сб. «Статистическое изучение спроса и потребления», М., «Наука», 1966.
17. Б. Н. Михалевский, Ю. П. Соловьев. Производственная функция народного хозяйства СССР в 1951—1963 гг. «Экономика и математ. методы», 1966, т. II, вып. 6.
18. Б. Н. Михалевский. Односекторная динамическая модель и расчет глобальных показателей среднесрочного плана. «Экономика и математ. методы», 1968, т. IV, вып. I.
19. А. А. Конюс. Теоретический индекс цен потребления и его применение в планировании платежеспособного спроса. В сб. «Экономико-математические методы», т. 1, М., изд. АН СССР, 1963.
20. В. А. Волконский. Об объективной математической характеристике народного потребления. В сб. [19].
21. К. Отто. Индексный метод анализа удовлетворения потребностей и перемещения спроса. В сб. «Статистическое изучение спроса и потребления», М., «Наука», 1966.

Поступила в редакцию
7 X 1969