

Из сделанного беглого и чисто иллюстративного обзора видно, что в социалистических странах в настоящее время идет интенсивное развитие марксовской методологии к проблемам моделирования процессов расширенного воспроизводства и экономической динамики.

ЛИТЕРАТУРА

1. План электрификации РСФСР. Доклад VIII съезду Советов Государственной комиссии по электрификации России. 2-е изд. М., Госполитиздат, 1955.
2. Г. А. Фельдман. К теории темпов народного дохода. Плановое хозяйство, 1928, № 11, 12.
3. M. Rakowski. Równania zrównowazonego wzrostu gospodarczego i ich wykorzystanie dla planowania perspektywicznego. — Ekonomista, 1962, № 2.
4. M. Kalecki. Pitanja tempa rasta socijalisticke privrede. In: Poljski ekonomisti o problemima socijalisticke privrede. Beograd, Nolit, 1960.
5. О. Ланге. Введение в эконометрию, М., «Прогресс», 1964.
6. В. С. Дадаян. Экономико-математическое моделирование социалистического воспроизводства. М., 1963.
7. Л. В. Канторович. Динамическая модель оптимального планирования. В сб. Планирование и экономико-математические методы. К семидесятилетию со дня рождения академика В. С. Немчинова. М., «Наука», 1964.
8. Б. Н. Михалевский, Ю. П. Соловьев. Производственная функция народного хозяйства СССР в 1951—1963 гг. Экономика и математические методы, 1966, т. II, вып. 6.
9. R. Reichenberg, E. Goder. Thesen zu einigen Fragen des Systems der ökonomischen Wachstumsfaktoren im Sozialismus. Wissenschaftliche Zeitschrift der Hochschule für Ökonomie, 1967, N. 1.

Поступила в редакцию
20 VI 1968

ВЕРОЯТНОСТНАЯ МОДЕЛЬ ВОСПРОИЗВОДСТВА ФИЗИЧЕСКОГО ОБЪЕМА ОСНОВНЫХ ФОНДОВ

Ю. Н. САДОХИН, Б. В. СЕДЕЛЕВ

(Москва)

I. ПРЕДВАРИТЕЛЬНЫЕ ЗАМЕЧАНИЯ

Математическому анализу воспроизводства основных фондов в натуральном выражении посвящен целый ряд исследований советских и зарубежных экономистов. Среди них наиболее известны работы [1—4]. Данная статья близка по охваченной проблематике упомянутым исследованиям, однако, некоторые вопросы здесь рассматриваются иначе, что, с одной стороны, обусловлено существом подхода к воспроизводству основных фондов, а с другой — имеющейся о нем в настоящее время статистической информацией.

С точки зрения характера выбытия ввода данного года существуют две возможности его описания. Если допустить, что весь ввод выбывает строго в один и тот же момент времени, то процесс воспроизводства, построенный на этой предпосылке, можно назвать детерминированным. Если же исходить из того, что ввод данного года выбывает теми или иными долями в течение некоторого промежутка времени, то в этом случае процессу воспроизводства основных фондов может быть дана вероятностная трактовка, которая известна в демографии применительно к воспроизводству населения.

Формальное сходство демографических процессов с воспроизводством основных фондов отмечалось многими авторами. Однако на основе фондовой статистики, которая содержит лишь такие обобщенные показатели динамики основных фондов (помимо наличия их на дату), как ввод и выбытие за год, нельзя определить важнейшую характеристику воспроизводственного процесса — вероятность дожития единицы ввода данного года до того или иного возраста.

Положение еще больше осложняется неоднородностью основных фондов, с которой нельзя не считаться при исследовании их воспроизводства на отраслевом и народнохозяйственном уровне. Основные фонды любой отрасли представляют собой совокупность различных видов средств труда (зданий, сооружений, передаточных устройств, силового оборудования, рабочих машин, транспортных средств и т. д.), закономерности движения которых весьма отличны друг от друга. Поэтому единовременные обследования, которые можно было бы провести для изучения возрастного состава поголовья скота в отдельных хозяйствах или распределения по возрасту станочного парка того или иного специализированного завода с целью определения указанной выше характеристики, невозможны уже на отраслевом уровне как в силу неустранимой разнородности основных фондов отрасли и вытекающей отсюда неточности экспертных оценок, так и в связи с большими масштабами объектов и дороговизной проведения такого рода обследований.

Поэтому индетерминированный подход к процессу воспроизводства основных фондов существует в основном лишь теоретически. Созданный

же на протяжении 2-х столетий арсенал вероятностных средств демографической статистики с ее отточенными методами и приемами практически не может быть использован для изучения проблем движения основных фондов из-за принципиальной невозможности получения необходимых статистических данных, хотя наиболее естественным образом процесс воспроизводства основных фондов описывается именно в терминах теории вероятности.

В связи с отмеченными обстоятельствами математическое моделирование и анализ процесса фондового воспроизводства развиваются в настоящее время преимущественно по линии создания детерминированных схем. Излишне доказывать, что лежащее в их основе предположение о мгновенном выбытии ввода данного года (в действительности разнородного по видовому и технологическому составу, качеству и находящегося, кроме того, в разных условиях эксплуатации) условно. Между тем проблема возможно более точной количественной оценки параметров процесса воспроизводства основных фондов при составлении сбалансированного народнохозяйственного плана имеет первостепенное значение.

Сегодняшняя плановая практика еще во многом не отвечает этому кардинальному требованию жизни. Можно было бы привести целый ряд примеров, когда к исчислению показателей, существенно необходимых для правильной ориентации нашей экономической политики, применяются слишком грубые приемы. Не в последнюю очередь это относится, например, к заложенным в нормы амортизации срокам службы основных фондов, перспективным нормативам выбытия средств труда и некоторым другим важнейшим характеристикам процесса воспроизводства физического объема основных фондов.

В настоящей статье сделана попытка «восстановления» недостающей статистической информации на основе имеющихся в отчетности материалов для построения вероятностной модели фондового воспроизводственного процесса и изложены некоторые возможности, которые она открывает при практическом использовании.

II. ВЕРОЯТНОСТНОЕ ОПИСАНИЕ ПРОЦЕССА ВОСПРОИЗВОДСТВА ОДНОРОДНЫХ ОСНОВНЫХ ФОНДОВ

1. **Выбытие ввода данного года.** При индетерминированном подходе к воспроизводству основных фондов процесс выбытия ввода данного года уже не может быть полностью охарактеризован каким-либо одним параметром. Для его описания необходим более полный круг показателей.

а) *Интервал выбытия* $2a$. Предположим, что ввод $V(t)$ данного года t однороден по своему видовому составу и состоит, например, из станков одного типа. По истечении нескольких лет эксплуатации станки начнут выбывать. Отрезок времени, на протяжении которого рассредоточится их выбытие, мы назовем интервалом выбытия ввода данного года и обозначим через $2a$. Так, если первый станок ввода t -го года выйдет из строя за ветхостью или износом через 5 лет, а последний — через 30 лет после момента t , то интервал выбытия будет равен 25 годам.

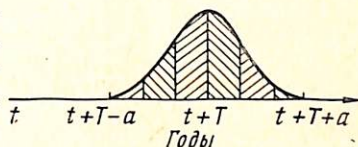
б) *Характер выбытия* $y(t)$. Взаимное соотношение долей, которыми ввод того или иного года выбывает в интервале $2a$, определяет его характер выбытия $y(t)$. Если, например, в течение 25 лет станки выбывали равными долями (по 4% в год), то распределение выбытия будет равномерным: $y(t) = 1/2a$.

Если в начальный период выбытие относительно невелико, но с течением времени увеличивается, достигает максимума в середине интервала, а в дальнейшем также плавно спадает, то на всем интервале оно будет иметь симметричный куполообразный характер.

Мы не будем сейчас подробнее останавливаться на иных правдоподобных формах законов выбытия, отметим только, что и в случае однородного состава основных фондов они могут иметь более сложный характер.

С точки зрения интервала $2a$ распределение выбытия во времени есть не что иное, как возрастная структура выбытия ввода данного года, показывающая, какая часть $V(t)$ будет существовать то или иное количество лет, считая от момента t .

С точки зрения года t отношение числа выбывших в каждый последовательный год интервала выбытия станков к сумме всех выбывших в нем станков для каждой единицы $V(t)$ характеризует вероятность ее выбытия в определенный год этого интервала, если единичные отрезки выбраны продолжительностью в один год. Кривая выбытия $y(t)$ интерпретируется в этом случае как закон распределения плотности вероятности выбытия ввода данного года.



в) *Нормальный срок службы T ввода данного года.* В зависимости от различных обстоятельств интервалы выбытия вводов разных лет могут быть по-разному удалены от года их ввода. Эту удаленность интервала выбытия от года t мы определяем с помощью величины T как расстояние до моды кривой распределения $y(t)$. В отличие от среднего и медианного срока предстоящей службы ввода данного года этот параметр в соответствии с принятой в демографической статистике терминологией может быть назван его нормальным (модальным) сроком службы.

Итак, выбытие ввода t -го года будет описано полностью, если известны величина интервала выбытия, форма закона $y(t)$ и нормальный срок службы ввода данного года. Эти характеристики схематически представлены на рисунке.

Доли $J(t)$ выбытия ввода t -го года в любом последовательном году интервала выбытия равны заштрихованным площадям под кривой распределения $y(t)$. Их сумма равна 1, что (как это ясно из вероятностной трактовки процесса выбытия) означает достоверность утверждения о выбытии любой единицы ввода t -го года на отрезке от $(t + T - a)$ до $(t + T + a)$.

2. Воспроизводство основных фондов в динамике. Чтобы описать процесс воспроизводства основных фондов, нам необходимо осуществить переход от основных фондов $\Phi(i)$ i -го года к фондам $\Phi(i+1)$ на основе динамического ряда $V(t)$ и закона его выбытия $y(t)$. Поскольку балансовое уравнение воспроизводства физического объема основных фондов для произвольного года i имеет вид

$$\Phi(i+1) = \Phi(i) + V(i) - W(i) \text{ *},$$

где $\Phi(i)$ — основные фонды на начало i -го года; $V(i)$ — ввод основных фондов за i -й год, т. е. на конец i -го года; $W(i)$ — выбытие основных фондов в течение i -го года (на конец i -го года), то для формализации процесса воспроизводства необходимо и достаточно выразить $W(i)$ и $\Phi(i)$ как функции от $V(t)$ и $y(t)$.

Рассмотрим, как протекает выбытие вводов каких-либо последовательных лет относительно текущего года i .

Выбытие ввода t -го года (см. рисунок) начинается в году $(t + T - a + 1)$, продолжается в течение $2a$ лет и заканчивается в году $(t + T + a)$, так что любая единица $V(t)$ существует не меньше чем $(T - a)$ и не больше чем $(T + a)$ лет. Поэтому те основные фонды, которые были введены в действие $(T + a + 1)$ лет назад и ранее, до i -го года

* Сальдо межотраслевых передач включено в $V(i)$.

уже полностью выбыли, а $V(i)$ (поскольку $a < T$) еще вообще не начинал выбывать. В связи с этим самый старый ввод, выбывающий в i -м году своей последней частью, произведен в $(i - T - a)$ -м году, а самый молодой ввод, у которого в i -м году выбывает его первая доля, относится к $(i - T + a - 1)$ -му году.

Величина $W_i(t)$ выбытия ввода t -го года на конец i -го года равна произведению $V(t)J(t)$. Поскольку в данном случае $i - T - a \leq t \leq i - T + a - 1$, то

$$\begin{aligned} W(i) &= \sum_{t=i-T-a}^{i-T+a-1} W_i(t) = \sum_{j=0}^{2a-1} W_i(i-T-a+j) = \\ &= \sum_{j=0}^{2a-1} V(i-T-a+j)J(i-T-a+j) = \\ &= \sum_{j=0}^{2a-1} V(i-T-a+j) \int_{a-j-1}^{a-j} y(t) dt. \end{aligned} \quad (2)$$

Совокупность $\Phi(i)$ состоит из частично и полностью ($a < T$) сохранившихся к началу i -го года вводов соответствующих лет t . Выше отмечалось, что самый старый ввод, выбывающий в конце i -го года своей последней долей, относится к $(i - T - a)$ -му году. Следовательно, в фонды на начало i -го года он еще входит величиной $V(i - T - a) \int_{a-1}^a y(t) dt$. Самый же молодой ввод $(i - T + a - 1)$ -го года, у которого в конце i -го года выбывает его первая часть, в фондах на начало i -го года будет присутствовать как первый полностью сохранившийся ввод. В связи с этим последним частично выбывшим будет ввод $(i - T + a - 2)$ -го года. В $\Phi(i)$ он войдет величиной $V(i - T + a - 2) \int_{a-1}^a y(t) dt$. Что же касается вводов, начиная с $(i - T + a - 1)$ -го и кончая $(i - 1)$ -м годом, то они полностью сохранились.

Таким образом, фонды i -го года являются суммой $(T + a)$ вводов, из которых $(2a - 1)$ сохранились частично, а $(T - a + 1)$ — полностью

$$\begin{aligned} \Phi(i) &= \sum_{j=1}^{T+a} V(i-T-a-1+j) \int_{a-j}^a y(t) dt = \\ &= \sum_{j=1}^{2a-1} V(i-T-a-1+j) \int_{a-j}^a y(t) dt + \sum_{j=0}^{T-a} V(i-T-a-1+j). \end{aligned} \quad (3)$$

III. ЗАДАЧА ОТЫСКАНИЯ ОПТИМАЛЬНЫХ ПАРАМЕТРОВ И ФОРМЫ ЗАКОНА ВЫБИТИЯ $y(t)$

Как уже отмечалось, существующая статистическая отчетность по воспроизводству основных фондов не содержит даже косвенных сведений о рассмотренных здесь характеристиках T , a и $y(t)$. Поэтому, прежде чем приступить к расчету важнейших показателей фондового процесса воспроизводства, нам необходимо определить их с помощью имеющихся отчетных данных, т. е. на основе трех динамических рядов: $V^*(i)$, $W^*(i)$ и $\Phi^*(i)$ *. Множество лет, для которых имеется статистика, мы обозначим через $\{M\}$.

* Звездочка означает, что данный показатель статистический, а не рассчитанный по приведенным формулам.

При заданном ряде $V(i)$ каждой паре параметров T и a и той или иной форме закона $y(t)$, характеризующего выбытие ввода данного года во времени, соответствует своя, строго определенная динамика $W(i)$ и $\Phi(i)$. Поэтому нашей задачей можно считать отыскание таких T , a и $y(t)$, чтобы получающиеся по расчетным формулам (2) и (3) ряды $W(i)$ и $\Phi(i)$ возможно меньше отличались от соответствующих статистических рядов на всем множестве $\{M\}$. Так как абсолютные значения выбытий и фондов — величины разного порядка и в связи с этим абсолютная близость статистических и расчетных рядов несопоставима, мы берем относительную и реализуем суммарную процентную близость по обоим этим рядам

$$\sum_{i \in \{M\}} \left\{ \left[\frac{\Phi^*(i) - \Phi(i)}{\Phi^*(i)} \right]^2 + \left[\frac{W^*(i) - W(i)}{W^*(i)} \right]^2 \right\} = \min^*. \quad (4)$$

Однако это не единственно возможная постановка задачи. Наряду с согласованием по двум указанным рядам не менее разумно, например, обеспечение максимальной близости к одному ряду, составленному из их отношения, т. е. определение таких T , a и $y(t)$, которые обращают в минимум следующую сумму:

$$\sum_{i \in \{M\}} \left[\frac{W^*(i)}{\Phi^*(i)} - \frac{W(i)}{\Phi(i)} \right]^2 = \min. \quad (4a)$$

На наш взгляд неясно, какой из этих критериев теоретически предпочтительнее. Поэтому для однородных фондов мы решаем задачу по каждому из них в отдельности. Однако для неоднородных основных фондов критерий (4a) в условиях существующей статистической отчетности построить невозможно, так как данные о видовом выбытии отсутствуют. В связи с этим практически более универсален критерий (4).

Из записи обоих критериев видно, что мы используем всю имеющуюся у нас статистическую информацию за годы $\{M\}$. Однако в формулы (2) и (3) входят, кроме того, более ранние вводы, чем те, которые есть в отчетности. Поскольку любая единица $V(t)$ остается в составе основных фондов не более чем $(T + a)$ лет, то статистический ряд вводов нам необходимо «продолжить» в прошлое на $(T + a)$ лет, считая от первого года критериального множества $\{M\}$.

Известно, что темпы роста вводов основных фондов достаточно устойчивы. Это позволяет нам для определения недостающих вводов применить экспоненту, сохраняя, естественно, в качестве исходной статистическую информацию для тех лет, где она дана. Сглаживание и определение параметров экспоненты производится методом наименьших квадратов.

Реализация минимума критериальной суммы и поиск соответствующих ей оптимальных характеристик T , a и $y(t)$ осуществляются на ЭВМ посредством некоторого упорядоченного перебора совокупности их возможных значений. На этом первый этап решения задачи заканчивается.

IV. НЕКОТОРЫЕ НАТУРАЛЬНЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ ВОСПРОИЗВОДСТВА ОДНОРОДНЫХ ОСНОВНЫХ ФОНДОВ

После определения наилучших параметров и формы** закона распределения плотности вероятности выбытия ввода t -го года мы получаем те

* Критерий (4) можно видоизменить введением весов ε и $(1 - \varepsilon)$, где $0 < \varepsilon < 1$, таких, чтобы выполнялось требование одинаковой процентной близости по обоим кривым.

** В дальнейшем изложении мы в целях упрощения выкладок предполагаем, что она симметрична. Асимметричный случай с выводом всех необходимых формул дан в математическом приложении.

усредненные по всему множеству критериальных лет показатели, которых нет в статистике. Используя их, можно восстановить основные черты процесса воспроизводства физического объема основных фондов на протяжении всех заданных лет. Этой цели служат следующие натуральные характеристики.

1. Средний срок службы $\bar{T}$ ввода $V(t)$. Средний срок службы $\bar{T}$ ввода $V(t)$ определяется относительно математического ожидания кривой $y(t)$. Для симметричной кривой математическое ожидание и мода совпадают, так что средний срок службы вводов $\bar{T}$ равен их нормальному сроку службы T .

2. Возрастная структура $\varphi_i(t)$ фондов i -го года. Так как известно, из вводов каких именно лет t состоят фонды i -го года, то их возрастная структура $\varphi_i(t)$ получится, если обе части формулы (3) разделить на $\Phi(i)$ *.

3. Средний возраст $U(i)$ основных фондов i -го года. Чтобы вычислить средний возраст фондов i -го года, необходимо знать возраст каждого входящего в них ввода. Последний представляет собой разность между текущим годом ** и годом ввода. Возраст частично выбывших вводов равен

$$(i-1) - (i-T-a-1+j) = T+a-j,$$

где $1 \leq j \leq 2a-1$, а полностью сохранившихся — соответственно

$$(i-1) - (i-T+a-1+j) = T-a-j,$$

где $0 \leq j \leq T-a$.

Если теперь возраст каждого ввода взвесить по их величине, то мы получим величину $U(i)$ — средний возраст основных фондов данного года

$$U(i) = \frac{1}{\Phi(i)} \left[\sum_{j=1}^{2a-1} (T+a-j) V(i-T-a-1+j) \int_{a-j}^a y(t) dt + \sum_{j=0}^{T-a} (T-a-j) V(i-T+a-1+j) \right]. \quad (5)$$

4. Средний срок службы $Q(i)$ основных фондов i -го года. Если средний возраст $U(i)$ показывает, сколько в среднем «прожили» фонды данного года, то средний срок службы $Q(i)$ должен сказать, сколько им (также в среднем) предстоит «жить». Таким образом, это в сущности один и тот же показатель, который в одном случае применен к прошлому, а в другом — к будущему. Однако, в связи с тем что любые оценки будущего (в отличие от детерминированного прошлого) в рассматриваемой модели носят вероятностный характер, это, казалось бы, чисто формальное обстоятельство обуславливает некоторое различие методики их расчета. Дело в том, что с точки зрения прошлого фонды данного года «прожили» строго определенное количество лет, в то время как их средний срок службы в будущем определен лишь в смысле его математического ожидания, т. е. не точно, а в среднем.

Как и в предыдущем случае, вычислению среднего срока службы фондов $Q(i)$ должно предшествовать нахождение среднего срока службы образующих их вводов. Последний же, как уже отмечалось, определяется математическим ожиданием, которое в общем случае можно представить в виде суммы двух слагаемых: среднего срока службы полностью сохранившихся

* В задаче нами рассчитывается укрупненная (по пятилетиям) возрастная структура основных фондов.

** Вводы даны на конец года, поэтому текущим для них является конец $(i-1)$ -го года, а не начало i -го.

вводов $\bar{T} = T$ (см. рисунок) и величины g , характеризующей средний срок службы каждой невыбывшей части вводов относительно центра интервала выбытия ввода данного года. По определению математического ожидания,

$$g = \int_{a-j}^a ty(t) dt \Big/ \int_{a-j}^a y(t) dt. \quad (6)$$

Поскольку для первого полностью сохранившегося ввода $j = 2a$, то интегрирование производится в пределах от $(-a)$ до a , в связи с чем интеграл числителя обращается в нуль, а знаменателя — в единицу, так что для всех вводов из этой совокупности $g = 0$.

Таким образом, положение среднего срока службы вводов лет t в общем случае определяется суммой $t + T + g$. Однако поскольку все они уже «дожили» до начала текущего года i , то средний срок предстоящей службы каждого из них уменьшился на $(i - 1)$ год и для совокупности частично выбывших вводов оказался равен

$$(i - T - a - 1 + j) + (T + g) - (i - 1) = g - (a - j),$$

где $1 \leq j \leq (2a - 1)$, а для совокупности полностью сохранившихся

$$(i - T + a - 1 + j) + T - (i - 1) = a + j,$$

где $0 \leq j \leq T - a$.

Если каждый из этих сроков службы взвесить по величине соответствующих вводов, то в результате мы получим средний срок предстоящей службы всех вводов, образующих фонды i -го года

$$Q(i) = \frac{1}{\Phi(i)} \left\{ \sum_{j=1}^{2a-1} \left[\frac{\int_{a-j}^a ty(t) dt}{\int_{a-j}^a y(t) dt} - (a - j) \right] + V(i - T - a - 1 + j) \int_{a-j}^a y(t) dt + \sum_{j=0}^{T-a} (a + j) V(i - T + a - 1 + j) \right\}. \quad (7)$$

Из сложения формул (5) и (7) следует, что

$$U(i) + Q(i) = T + \sum_{j=1}^{2a-1} \varphi_i(i - T - a - 1 + j) \int_{a-j}^a ty(t) dt.$$

Для всех симметричных законов распределения $y(t)$ второе слагаемое правой части положительно, в связи с чем всегда $U(i) + Q(i) \geq T$. Равенство, как нетрудно показать, возможно лишь при детерминированном (в точке) выбытии вводов.

5. Возрастной индекс основных фондов i -го года. При межотраслевых сопоставлениях непосредственное сравнение абсолютных показателей прошлой и предстоящей службы фондов затруднительно. В этих случаях более удобна относительная характеристика $Q(i) / U(i)$ — возрастной индекс основных фондов i -го года. Его смысл очевиден: чем индекс больше, тем больше временной ресурс фондов данной отрасли в i -м году. Так, в отрасли, где $U(i) = 10$ лет, а $Q(i) = 15$, он меньше, чем в той, где $U(i) = 5$, а $Q(i) = 10$ лет.

6. Интервал запаздывания процесса выбытия. Пусть l — это последний

год отчетного, а $(l+1)$ — первый год планового периода. Выше отмечалось (см. рисунок), что первая доля $V(t)$ выбывает в конце $(t+T-a+1)$ -го года. Поэтому $V(l+1)$ начнет выбывать лишь в $(l+T-a+2)$ -м году, а до этого года $W(i)$ формируется только вводами лет отчетного периода. Это значит, что даже в том случае, если бы после l -го года в данной отрасли не было произведено ни одного ввода, выбытие основных фондов этой отрасли до $(l+T-a+1)$ -го года включительно, т. е. на период $(T-a+1)$ год, было бы тем не менее полностью определено вводами лет из множества $\{M\}$.

Практически это означает, что потребность в капитальных вложениях на возмещение текущего выбытия основных фондов в отрасли, где $T = 25$ лет, а $2a = 20$ лет, предопределена относительно данного года на 16 лет $(25 - 10 + 1)$ вперед, тогда как в отрасли, где $T = 30$ лет, а $2a = 50$ лет, — лишь на 6 лет $(30 - 25 + 1)$. В связи с этим степень свободы планирующего органа в отношении этих отраслей при принятии им тех или иных инвестиционных решений на плановый период существенно различна.

7. Период полного обновления основных фондов i -го года. Этот показатель характеризует скорость процесса воспроизводства основных фондов в отрасли. Выше отмечалось, что фонды данного года состоят из $(T+a)$ вводов. Отсюда следует, что период их полного обновления равен времени максимально возможного пребывания ввода t -го года в составе основных фондов данного года, т. е. $(T+a)$ годам.

Если продолжить предыдущий пример, то в первой отрасли он равен 35 годам $(25 + 10)$, а во второй — 55 годам $(30 + 25)$.

8. Коэффициент обновления $v_i(n)$ основных фондов i -го года за n лет. Коэффициент обновления $v_i(n)$ показывает, какая доля $\Phi(i)$ обновится за n лет. Естественно считать, что $1 \leq n \leq T+a$, так как за $(T+a)$ лет происходит полное обновление $\Phi(i)$, а поэтому $v_i(T+a) = 1$. В общем случае этот коэффициент определяется формулой

$$v_i(n) = \frac{\sum_{j=1}^n V(i-1+j) \int_{n-T+1-j}^a y(t) dt}{\Phi(i) + \sum_{j=1}^n V(i-1+j) - \sum_{j=1}^n W(i-1+j)} \quad (8)$$

При $1 \leq n \leq T-a$ ни один рассматриваемый ввод $V(i-1+j)$ еще не начал выбывать. Интеграл числителя равен при этом 1, и формула (8) принимает более простой вид

$$v_i(n) = \frac{\sum_{j=1}^n V(i-1+j)}{\Phi(i) + \sum_{j=1}^n V(i-1+j) - \sum_{j=1}^n W(i-1+j)} \quad (8a)$$

В частности, относительное обновление $\Phi(i)$ в течение i -го года равно

$$v_i(1) = \frac{V(i)}{\Phi(i) + V(i) - W(i)} \quad (8б)$$

V. ВИДОВОЙ АСПЕКТ ВОСПРОИЗВОДСТВА ФИЗИЧЕСКОГО ОБЪЕМА ОСНОВНЫХ ФОНДОВ

Следующий шаг в развитии рассматриваемой модели связан с отказом от предпосылки однородности основных фондов. При этом переходе принципиально новых задач не возникает, и поэтому теоретически он не представляет собой каких-либо трудностей. Однако практически они все же существуют: их создает неполная статистическая отчетность.

Из изложения сущности предлагаемого подхода к воспроизводству однородных основных фондов видно, что задача может быть с одинаковым успехом решена независимо от того, идет ли речь об отдельном предприятии, отрасли или народном хозяйстве и поставлена ли она в отношении основных фондов в целом или их отдельных, сколь угодно дезагрегированных видов, если только ее решение обеспечено информационно. Единственным же условием ее информационного обеспечения является наличие отчетных данных о трех динамических рядах: вводов, выбытий и основных фондов (желательно за возможно более длительное время).

Однако существующие в настоящее время статистические материалы по воспроизводству основных фондов (помимо того, что разрабатываются только в разрезе крупных отраслей промышленности) содержат необходимые сведения о видовой структуре лишь применительно к основным фондам. Что же касается данных о видовой структуре вводов и выбытий, то после 1950 г. они исключены из отчетности. В этих условиях затруднительно уже простое разделение основных фондов на активную — «оборудование» и пассивную часть — «здания»: мы располагаем всего лишь четырьмя исходными динамическими рядами (вводов, выбытий, активной и пассивной частей основных фондов), и, что еще важнее, в числе неизвестных — «входные» ряды видовых вводов. Поэтому помимо определения тех характеристик, с которыми мы уже встречались в отношении однородных фондов (нормальных сроков службы оборудования T и зданий S , интервалов выбытия $2a$ и $2b$ и законов выбытия $y_1(t)$ и $y_2(t)$ соответственно), необходимо ввести еще один параметр — долю p ($0 < p < 1$) оборудования во вводе данного года. В остальном же подход и схема решения задачи остаются прежними*.

Таким образом, отсутствие данных о видовой структуре вводов и выбытий хотя и не делает проблему неразрешимой, все же заметно снижает надежность расчетных параметров и определяемых на их основе показателей воспроизводства физического объема активной и пассивной частей основных фондов.

VI. МОДЕЛЬ КАК ИНСТРУМЕНТ ПРОГНОЗА

Наряду с восстановлением процесса воспроизводства основных фондов на множестве критериальных лет рассматриваемая модель позволяет оценить его динамику в перспективе.

1. Прогноз выбытия основных фондов. Наиболее просто и непосредственно проблема прогноза решается для выбытия $W(i)$ благодаря наличию интервала запаздывания ($T - a + 1$). Прогноз выбытия основных фондов на этот период происходит в модели «автоматически», и если плановый горизонт не превышает величины этого интервала, то мы имеем возможность не обращаться к прогнозированию исходных динамических рядов (в том числе ряда выбытий). В этом состоит принципиальное отличие

* Основные формулы для этого случая приведены в математическом приложении.

данного прогноза от известных в настоящее время подходов к решению этой проблемы.

Не разбирая сейчас подробно вопрос о надежности прогноза выбытия основных фондов предлагаемым способом и традиционным и потому не сравнивая здесь доверительные интервалы некоторого уровня для параметров линейного прогноза, к которому после предварительного логарифмирования исходных величин сводится наш случай, отметим следующую особенность прогноза: мера неопределенности прогнозируемой величины $W(i)$ с ростом i (при общем для обоих методов предположении о неизменности дисперсии отклонений исходных величин от тренда вдоль времени) остается постоянной. Что же касается традиционных методов прогноза (например, с помощью регрессионного анализа), то с ростом прогнозируемого периода и соответствующим удалением планового горизонта доверительные интервалы для $W(i)$ расширяются и неопределенность прогноза заметно увеличивается. Это довольно быстрое расширение доверительных интервалов по отношению к середине отрезка сглаживания неизбежно приводит к тому, что (пусть даже не на всем прогнозируемом периоде, а лишь начиная с некоторого момента i_1) неопределенность такого прогноза будет более высокой, чем на основе рассматриваемой модели. Следует также помнить, что в предлагаемом способе прогноза используется вся имеющаяся статистическая информация т. е. (в случае, например, однородных фондов) информация о трех динамических рядах, а не об одном ряде $W^*(i)$, что значительно увеличивает объем выборки и повышает надежность прогноза.

Хотя это преимущество предлагаемого метода сохраняется всегда, отмеченное выше постоянство интервалов неопределенности существует лишь в интервале запаздывания процесса выбытия. Если же плановый горизонт превышает интервал запаздывания, то необходимо прибегнуть к прогнозу исходного динамического ряда вводов. Последнее же возможно (в изложенной здесь постановке задачи) лишь вне модели. Тогда в $W(i)$ войдут различные части прогнозируемых величин $V(t)$ с возрастающей по мере роста i неопределенностью, в связи с чем доверительные интервалы для $W(i)$ тоже начнут увеличиваться. Очевидно, сколь бы ни был велик плановый горизонт, неопределенность предлагаемого способа прогноза $W(i)$ будет всегда существенно меньше, чем в регрессионном прогнозе.

2. Прогноз основных фондов. Для основных фондов нет такого отрезка времени, в течение которого их воспроизводство продолжалось бы подобно выбытию по инерции. Поэтому здесь сразу же возникает необходимость прогноза динамики исходного динамического ряда $V(t)$. Прогноз этого ряда при данной постановке задачи должен быть, как уже отмечалось, осуществлен тем или иным из известных способов вне модели. В связи с этим неопределенность прогноза с первого же года планового периода начинает возрастать. Однако и в этом случае она остается все же всегда меньше, чем, например, при регрессионном методе, поскольку по-прежнему в прогнозе участвуют три (в случае однородных фондов) динамических ряда, а не один и, кроме того, на протяжении всего периода полного обновления основных фондов (до начала $(i + T + a + 1)$ -го года) в прогнозируемые $\Phi(i)$ входят статистически заданные, т. е. определенные совершенно точно, величины $V^*(t)$.

3. Прогноз нормы выбытия $\lambda(i)$ основных фондов данного года. Под нормой выбытия на конец i -го года $\lambda(i)$ мы понимаем долю выбывающих в данном году основных фондов. Отсюда видно, что прогноз $\lambda(i)$ самостоятельной проблемы не представляет. После того как по формулам (2) и (3) сделан прогноз выбытия $W(i)$ и основных фондов $\Phi(i)$, норма выбытия по-

лучается как частное от деления этих величин

$$\lambda(i) = \frac{W(i)}{\Phi(i)}. \quad (9)$$

4. Прогноз важнейших натуральных показателей воспроизводства основных фондов. Как и прогноз нормы выбытия, прогноз важнейших натуральных показателей воспроизводства основных фондов самостоятельной задачей не является, а проводится на основе прогноза динамического ряда $\Phi(i)$.

Прогноз всех рассмотренных здесь характеристик процесса расширенного воспроизводства основных фондов осуществляется на втором этапе решения задачи, т. е. после определения оптимальных значений всех необходимых показателей, и проводится как для основных фондов в целом, так и для их активной и пассивной частей в отдельности.

VII. ПУТИ ДАЛЬНЕЙШЕГО РАЗВИТИЯ МОДЕЛИ

Возможности дальнейшего совершенствования описанной модели в направлении более полного отражения ею реального процесса воспроизводства физического объема однородных основных фондов мы связываем прежде всего с отказом от предпосылки неизменности нормального срока службы ввода данного года и интервала его выбытия во времени и поиском их в виде некоторых (в простейшем случае линейных) функций времени. Для этого перехода нет никаких теоретических трудностей. Практические же препятствия, как и прежде, создает фондовая отчетность.

Рассмотрение T и a как линейных функций времени связано с введением новых неизвестных параметров, что при прежнем объеме статистической информации снижает надежность и устойчивость решения.

Что же касается видового аспекта проблемы воспроизводства, то формулировка задачи с переменными T и a для активной и пассивной частей основных фондов в настоящее время, по-видимому, все же нереальна. При имеющейся статистической базе более обоснованны просты гипотезы в отношении неизвестных параметров.

Более «длинные» динамические ряды или более полная статистика видового выбытия и вводов позволит задать и долю оборудования во вводе данного года не как константу, а как некоторую функцию $p(t)$.

VIII. ОДНА ИЗ ВОЗМОЖНОСТЕЙ РАСШИРЕНИЯ СФЕРЫ ПРИМЕНЕНИЯ МОДЕЛИ

Вероятностная модель воспроизводства основных фондов, изложению которой посвящена данная статья, без каких-либо существенных изменений может быть применена к исследованию инвестиционного процесса. Нетрудно заметить, что по своему характеру и структуре эти процессы идентичны, в связи с чем их формальное описание по существу одинаково.

Вновь созданные основные фонды $V(t)$ сразу же после их ввода в действие входят в состав основных фондов $\Phi(i)$, некоторое время «живут», затем изнашиваются и вместе с вводами предшествующих лет выбывают из процесса воспроизводства основных фондов

$$V(t) \rightarrow \Phi(i) \rightarrow W(i).$$

Подобно им, капиталовложения $I(k)$ непосредственно после того, как они произведены, образуют незавершенное строительство $H(t)$, определенное время находятся в их составе, потом превращаются в новые основные фонды («созревают»), вводятся в действие и «выбывают» из инвес-

тиционного процесса

$$I(k) \rightarrow H(t) \rightarrow V(t).$$

Как и ввод данного года, капитальные вложения k -го года по истечении $(T' - a')$ лет начинают осваиваться по некоторому закону $z(t)$ на протяжении интервала освоения $2a'$, модальное значение которого удалено от k -го года на T' лет нормального срока «замораживания» $I(k)$ в капитальном строительстве. По формулам, аналогичным (2) и (3), величины $V(t)$ и $H(t)$ можно выразить через параметры T' и a' и кривую распределения $z(t)$, после чего поставить задачу отыскания их оптимальных в смысле критериев (4) и (4а) значений, а затем рассчитать все рассмотренные нами применительно к воспроизводству основных фондов характеристики инвестиционного процесса.

IX. МАТЕМАТИЧЕСКОЕ ПРИЛОЖЕНИЕ

1. Основные формулы для анализа воспроизводства физического объема неоднородных основных фондов. Поскольку активная и пассивная части ввода t -го года имеют свои нормальные сроки службы T и S , интервалы выбытия $2a$ и $2b$ и законы выбытия $y_1(t)$ и $y_2(t)$ соответственно, то формула (2) запишется теперь в виде

$$W_{\Phi}(i) = p \sum_{j=0}^{2a-1} V(i - T - a + j) \int_{a-j-1}^{a-j} y_1(t) dt + \\ + (1-p) \sum_{j=0}^{2b-1} V(i - S - b + j) \int_{b-j-1}^{b-j} y_2(t) dt, \quad (10)$$

а для активной части $F(i)$ основных фондов i -го года и их пассивной части $G(i)$ справедливы выражения, аналогичные формуле (3)

$$F(i) = p \left[\sum_{j=1}^{2a-1} V(i - T - a - 1 + j) \int_{a-j}^a y_1(t) dt + \sum_{j=0}^{T-a} V(i - T + a - 1 + j) \right], \quad (11)$$

$$G(i) = (1-p) \left[\sum_{j=1}^{2b-1} V(i - S - b - 1 + j) \int_{b-j}^b y_2(t) dt + \right. \\ \left. + \sum_{j=0}^{S-b} V(i - S + b - 1 + j) \right]. \quad (12)$$

Нашей целью является подбор таких неизвестных параметров, которые на всем множестве $\{M\}$ обращали бы в минимум следующую критериальную сумму:

$$\sum_{i \in \{M\}} \left[\left(\frac{F(i) - F^*(i)}{F^*(i)} \right)^2 + \left(\frac{G(i) - G^*(i)}{G^*(i)} \right)^2 + \left(\frac{W(i) - W^*(i)}{W^*(i)} \right)^2 \right] = \min. \quad (13)$$

После получения оптимальных параметров p , T , S , a , b , $y_1(t)$ и $y_2(t)$ можно определить важнейшие натуральные характеристики воспроизводства основных фондов.

Схема расчета средних сроков службы вводов $\bar{T}$ и $\bar{S}$ активной и пас-

сивной частей фондов, а также возрастной структуры оборудования и зданий полностью совпадает с описанной выше для однородных фондов. Формулы среднего возраста и среднего срока службы для $F(i)$ и $G(i)$ аналогичны формулам (5) и (7) и приводятся поэтому только для оборудования

$$U_F(i) = \frac{P}{F(i)} \left[\sum_{j=1}^{2a-1} (T+a-j) V(i-T-a-1+j) \int_{a-j}^a y_1(t) dt + \sum_{j=0}^{T-a} (T-a-j) V(i-T+a-1+j) \right], \quad (14)$$

$$Q_F(i) = \frac{P}{F(i)} \left\{ \sum_{j=1}^{2a-1} \left[\int_{a-j}^a t y_1(t) dt - (a-j) \int_{a-j}^a y_1(t) dt \right] \cdot V(i-T-a-1+j) + \sum_{j=0}^{T-a} (a+j) V(i-T+a-1+j) \right\}. \quad (15)$$

Средний возраст основных фондов i -го года можно найти по формуле

$$U(i) = \frac{U_F(i)F(i) + U_G(i)G(i)}{\Phi(i)}, \quad (16)$$

а их средний срок предстоящей службы равен

$$Q(i) = \frac{Q_F(i)F(i) + Q_G(i)G(i)}{\Phi(i)}. \quad (17)$$

2. Класс формул, используемых для отыскания «наилучшей» формы кривой распределения $y(t)$. Поиск ведется среди семейства кривых β -распределения. Первая кривая имеет вид

$$y(t) = y_0 \left(1 - \frac{t^2}{a^2} \right)^m. \quad (18)$$

Это случай симметричного распределения. Нормирующая константа y_0 для него равна

$$y_0 = \frac{(2m+1)!}{a^{2m+1}(m!)^2}.$$

При $m = 0$ мы получаем закон равномерного выбытия на интервале $2a$

$$y(t) = \begin{cases} 0, & t < -a, \\ \frac{1}{2a}, & -a \leq t \leq a, \\ 0, & t > a. \end{cases}$$

При $m = 1$ распределение имеет параболический характер

$$y(t) = \begin{cases} 0, & t < -a, \\ \frac{3}{4a} \left(1 - \frac{t^2}{a^2} \right), & -a \leq t \leq a, \\ 0, & t > a. \end{cases}$$

С ростом m кривая $y(t)$ плавно деформируется (это позволяет ограничиться рассмотрением целочисленных значений m) и закон распре-

ления выбытий приближается к нормальному. В практических расчетах можно ограничиться значением $m = 30$, при котором эксцесс кривой составляет всего лишь $(-0,09)$, а следовательно, мы проверяем весь спектр наиболее правдоподобных гипотез распределения выбытия ввода данного года — от равномерного до нормального.

Параметры a и T также пробегает целочисленные значения, так как определение их с более высокой (до месяцев) точностью не вызывается практической необходимостью. В расчетах диапазон их изменения принят следующим: $1 \leq a < T \leq 100$.

Целочисленность параметров позволила взять интегралы, используемые в выражениях для выбытий основных фондов и показателей их воспроизводства, в явном виде. Эти формулы имеют вид

$$\begin{aligned}
 J_I &= \int_{a-j-1}^{a-j} y(t) dt = y_0 \int_{a-j-1}^{a-j} \left(1 - \frac{t^2}{a^2}\right)^m dt = \\
 &= y_0 \sum_{k=0}^m (-1)^k \frac{m!}{k!(m-k)!} \cdot \frac{(a-j)^{2k+1} - (a-j-1)^{2k+1}}{a^{2k}(2k+1)} = \\
 &= \frac{(2m+1)!}{2^{2m+1} m!} \sum_{k=0}^m (-1)^k \frac{(a-j)^{2k+1} - (a-j-1)^{2k+1}}{k!(m-k)!(2k+1)a^{2k+1}}; \quad (19)
 \end{aligned}$$

$$K_I = \int_{a-j}^a y(t) dt = \frac{(2m+1)!}{2^{2m+1} m!} \sum_{k=0}^m (-1)^k \frac{a^{2k+1} - (a-j)^{2k+1}}{k!(m-k)!(2k+1)a^{2k+1}}; \quad (20)$$

$$L_I = \int_{a-j}^a ty(t) dt = \frac{(2m+1)!}{2^{2m+1} m!} \sum_{k=0}^m (-1)^k \frac{a^{2k+2} - (a-j)^{2k+2}}{k!(m-k)!(2k+2)a^{2k+1}}. \quad (21)$$

Вторая кривая задается выражением

$$y(t) = y_0 \left(1 + \frac{t}{a_1}\right)^{m_1} \left(1 - \frac{t}{a_2}\right)^{m_2}, \quad (22)$$

где $a_1/a_2 = m_1/m_2$, и представляет собой случай асимметричного распределения. В расчетах нами рассматриваются как лево-, так и правосторонняя асимметрия, а также различные соотношения между частями интервала выбытия $(a_1 + a_2)$. Придавая параметрам m_1 и m_2 определенные значения, мы уменьшаем или увеличиваем островершинность характера распределения выбытия ввода данного года, меняя при этом долю «пиковых» по выбытию лет последовательно на всем интервале выбытия $(a_1 + a_2)$. Оставляя островершинность распределения неизменной и варьируя величину этого интервала, мы достигаем той или иной сконцентрированности выбытия во времени.

Формулы для интегралов, входящих в различные показатели воспроизводства основных фондов, получаются, как и в случае симметричного β -распределения, с помощью представления обоих биномов в виде сумм по степеням интегрируемого переменного. Получающийся при этом степенной ряд после почленного интегрирования по-прежнему выражается в виде суммы (теперь уже двойной) от степеней пределов интегрирования. Ответ в такой форме, с одной стороны, удобен для счета на ЭВМ не в меньшей степени, чем любой приближенный способ численного интегрирования, а с другой стороны, свободен от погрешностей. Ниже приво-

дятся окончательные выражения для этих интегралов

$$J_{II} = y_0 \int_{a_2-j-1}^{a_2-j} \left(1 + \frac{t}{a_1}\right)^{m_1} \left(1 - \frac{t}{a_2}\right)^{m_2} dt = \frac{m_1 m_2 (m_1 + m_2 + 1)!}{(a_1 + a_2)(m_1 + m_2)^{m_1+m_2}} \cdot \sum_{k=0}^{m_1} \sum_{p=0}^{m_2} (-1)^p \frac{(a_2 - j)^{k+p+1} - (a_2 - j - 1)^{k+p+1}}{a_1^k a_2^p (k + p + 1) k! (m_1 - k)! p! (m_2 - p)!}; \quad (23)$$

$$K_{II} = y_0 \int_{a_2-j}^{a_2} \left(1 + \frac{t}{a_1}\right)^{m_1} \left(1 - \frac{t}{a_2}\right)^{m_2} dt = \frac{m_1 m_2 (m_1 + m_2 + 1)!}{(a_1 + a_2)(m_1 + m_2)^{m_1+m_2}} \cdot \sum_{k=0}^{m_1} \sum_{p=0}^{m_2} (-1)^p \frac{a_2^{k+p+1} - (a_2 - j)^{k+p+1}}{a_1^k a_2^p (k + p + 1) k! (m_1 - k)! p! (m_2 - p)!}; \quad (24)$$

$$L_{II} = y_0 \int_{a_2-j}^{a_2} t \left(1 + \frac{t}{a_1}\right)^{m_1} \left(1 - \frac{t}{a_2}\right)^{m_2} dt = \frac{m_1 m_2 (m_1 + m_2 + 1)!}{(a_1 + a_2)(m_1 + m_2)^{m_1+m_2}} \cdot \sum_{k=0}^{m_1} \sum_{p=0}^{m_2} (-1)^p \frac{a_2^{k+p+2} - (a_2 - j)^{k+p+2}}{a_1^k a_2^p (k + p + 2) k! (m_1 - k)! p! (m_2 - p)!}. \quad (25)$$

В расчетах задаются такие сетки целочисленных значений указанных параметров распределения, чтобы проверить весь спектр его правдоподобных форм: от слабой левосторонней до сильной правосторонней асимметрии, от малой островершинности до большой. Значения параметров, обеспечивающие минимум того или другого критерия, служат основой для дальнейшего анализа фондового процесса воспроизводства и прогноза его важнейших натуральных показателей.

3. Основные формулы показателей воспроизводства однородных фондов при асимметричном законе распределения $y(t)$. В предшествующих разделах мы исходили из предположения, что наилучшая в смысле критерия (4) или (4а) форма кривой $y(t)$ симметрична. Ниже даны основные расчетные формулы для однородных фондов при условии, что распределение $y(t)$ имеет асимметричный характер

$$W(i) = \sum_{j=0}^{a_1+a_2-1} V(i - T - a_2 + j) J_{II}; \quad (26)$$

$$\Phi(i) = \sum_{j=1}^{a_1+a_2-1} V(i - T - a_2 - 1 + j) K_{II} + \sum_{j=0}^{T-a_1} V(i - T + a_1 - 1 + j); \quad (27)$$

$$\bar{T} = T + L_{II}; \quad (28)$$

$$U(i) = \frac{1}{\Phi(i)} \left[\sum_{j=1}^{a_1+a_2-1} (T+a_2-j)V(i-T-a_2-1+j)K_{II} + \sum_{j=0}^{T-a_1} (T-a_1-j)V(i-T+a_1-1+j) \right], \quad (29)$$

$$Q(i) = \frac{1}{\Phi(i)} \left\{ \sum_{j=1}^{a_1+a_2-1} [L_{II} - (a_2-j)K_{II}]V(i-T-a_2-1+j) + \sum_{j=0}^{T-a_1} (L_{II} + a_1 + j)V(i-T+a_1-1+j) \right\}. \quad (30)$$

Интервал запаздывания процесса выбытия составляет $(T - a_1 + 1)$ год, а период полного обновления основных фондов продолжается $(T + a_2)$ лет.

ЛИТЕРАТУРА

1. Б. Н. Михалевский. Односекторная динамическая модель и расчет укрупненных показателей среднесрочного плана. Экономика и матем. методы, 1968, т. IV, вып. 1.
2. Я. Б. Кваша. Амортизация и сроки службы основных фондов. М., Изд-во АН СССР, 1959 (гл. II).
3. О. Ланге. Теория воспроизводства и накопления. М., Изд-во иностр. лит., 1963 (гл. V).
4. E. Domar. Essays in the Theory of Economic Growth. N. Y., 1957 (ch. VII).

Поступила в редакцию
23 VIII 1968

МЕЖОТРАСЛЕВОЙ БАЛАНС И НАРОДНОХОЗЯЙСТВЕННОЕ ПЛАНИРОВАНИЕ

Ф. Н. КЛОЦВОГ, В. А. АГЕЕВА, Р. А. БУЗУНОВ

(Москва)

Решение серьезных задач совершенствования методов централизованного народнохозяйственного планирования в значительной мере может быть обеспечено внедрением в практику работы центральных плановых органов производства и распределения продукции межотраслевого баланса.

Активно способствовать решению этих задач может лишь такая форма межотраслевого баланса, которая соединила бы в себе преимущества стоимостной и натуральной схем межотраслевого баланса. Такая схема должна достаточно конкретно раскрывать важнейшие характеристики производства и распределения продукции в народном хозяйстве и вместе с тем отражать общий экономический замысел плана. Отсюда вытекает необходимость разработки единого натурально-стоимостного межотраслевого баланса.

Важной задачей совершенствования схемы и модели межотраслевого баланса является также обеспечение тождественности методологии исчисления его показателей и показателей народнохозяйственного плана. В существующих схемах межотраслевого баланса все показатели исчисляются по полному народнохозяйственному кругу, причем в основу классификации производства положен так называемый принцип «чистой» отрасли. Что касается практики планирования, то здесь основная система расчетов осуществляется по планируемому кругу производства, который охватывает лишь немногим более $\frac{3}{4}$ общественного продукта. Остальная часть досчитывается укрупненно, главным образом в расчетах баланса народного хозяйства.

В основу классификации большинства показателей плана, в особенности стоимостных показателей, а также показателей распределения материальных ресурсов, трудовых ресурсов и капитальных вложений положен принцип «организационно-хозяйственной отрасли», где отрасль рассматривается как совокупность однородных предприятий, или еще чаще организационно-ведомственный принцип. Необходимость широкого применения в планировании организационно-ведомственного разреза показателей обусловлена сущностью централизованного планирования, которое может иметь директивный характер лишь при адресности плановых показателей.

В связи с этим в межотраслевом балансе также должен сочетаться вещественный разрез производства и потребления продукции с отраслевым и организационным разрезами. Реализация этого принципа в схеме и модели натурально-стоимостного межотраслевого баланса позволяет не только обеспечить адресность результатов расчета, но и придать адресный характер исходной информации, что особенно важно для обеспечения точности расчетов межотраслевого баланса.

Наконец, важным моментом совершенствования межотраслевого баланса является расширение сферы экономических процессов, находящихся