

ПОЗНАВАТЕЛЬНЫЕ ВОЗМОЖНОСТИ МОДЕЛЕЙ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ СПРОСА И ТОВАРООБОРОТА И ИХ СОВЕРШЕНСТВОВАНИЕ

Р. ГУНТУЛИС

На данном этапе развития науки широко применяются методы прогнозирования социально-экономических и демографических показателей. В социалистическом народном хозяйстве прогнозирование этих показателей выполняется для принятия плановых решений и обеспечения экономического роста народного хозяйства в целях дальнейшего повышения жизненного уровня населения. Большое значение в условиях развитого социализма приобретает прогнозирование показателей спроса населения на товары народного потребления и розничного товарооборота. Прогнозирование этих показателей осуществляется при помощи автоматизированных систем на основе экономико-математических моделей с применением ЭВМ.

Использование прогнозных результатов спроса и товарооборота при составлении планов развития народного хозяйства затрудняется из-за недостаточной обоснованности и точности вычисленных ожидаемых прогнозных значений. В связи с этим необходимо исследовать уровень методов прогнозирования и их познавательные возможности.

Экономико-математическая модель прогнозирования исследуемых показателей спроса или розничного товарооборота (y_i) является системой уравнений связи

$$y = f(X) + \epsilon, \quad (1)$$

где y — вектор рядов динамики прогнозируемого показателя;

X — матрица значений основных влияющих социально-экономических и демографических факторов;

ϵ — вектор остаточных величин в некотором базисном интервале n , образующихся в результате воздействия на y не включенных в модель второстепенных или количественно не выражаемых факторов и случайности.

Уравнение (1) описывает развитие y_i в динамике в базисном интервале. При оцененных ожидаемых значениях факторов рассчитываются прогнозные значения \hat{y}_{n+j} . Следовательно, прогнозные значения зависят от оценок ожидаемых значений факторов и от функции $f(X)$. Использование $f(X)$ в прогнозном интервале основывается на двух возможностях:

«1) Будущие процессы экстраполируются исходя из предположения, что известные законы сохранят свою силу и в будущем;

2) разработка гипотез не осуществляется лишь на основе прошлого развития»¹. В первом случае прогнозирование является пассивным, не предполагающим изменения закономерностей развития y_i и в прогнозируемом будущем. При возможных изменениях степени влияния обуслов-

¹ Хауштейн Г. Методы прогнозирования в социалистической экономике.—М., 1971, с. 54.

ливающих факторов в будущем или исходя из экономической целесообразности имеем разновидность целевого прогнозирования. Оценки будущих значений факторов обычно осуществляются соответствующими организациями. Подбор же функции $f(X)$ является задачей прогнозирования.

На настоящем этапе прогнозирования $f(X)$ подбирается по принципу наибольшего приближения ее значений к фактическим значениям прогнозируемого показателя y_i ². Возможность аппроксимации эмпирических величин y_i таким полиномом (функцией) $f(X)$ широко применяется в различных прикладных расчетах на основе теоремы Вайерштрасса, которая гласит, что если функция y непрерывна в интервале $[a, b]$, то существует последовательность целых полиномов $f(X)$, которая в этом промежутке равномерно сходится к y . Так как это равносильно сохранению неравенства

$$|y - f(X)| < \epsilon \quad (2)$$

для любых значений X в данном интервале, то при любом малом положительном ϵ можно достичь наибольшего сближения $f(X)$ с эмпирическими величинами y_i ³. Однако при выполнении условия (2) $f(X)$ повторяет значения y_i без выявления общей тенденции развития. В результате и в прогнозном интервале $f(X)$ не выражает единой тенденции и не может использоваться в целях прогнозирования. Вследствие этого выбираются простые функции $f(X)$, которые выражают тенденцию развития y_i в базисном интервале. Экстраполяция выявленной тенденции в прогнозируемом будущем при условии, что эта тенденция сохранится, и является основой процесса прогнозирования на настоящем этапе развития методов прогнозирования⁴.

Причины недостаточной обоснованности и точности рассчитанных прогнозных показателей y_i кроются в нарушениях некоторых теоретических предпосылок, допускаемых в процессе прогнозирования. Они подразделяются на две основные группы.

При выявлении нарушений первой группы необходимо исследовать действие теоретических предпосылок регрессионного анализа, на котором основывается моделирование эмпирических величин⁵. При выполнении приведенных ниже условий⁶:

1) Y — случайная величина и результаты ее наблюдений (выборки) y_1, y_2, \dots, y_n соответствуют фиксированным значениям $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ неслучайной величины X ;

2) случайные величины Y_i , фиксированные значения которых равны y_i , независимы;

3) ϵ_i — некоррелированные случайные величины с $E(\epsilon) = 0$ и $D(\epsilon) = \sigma^2$;

4) условная дисперсия постоянна и не зависит от x ;

² Липкин М. И. Анализ предпосылок и выводов теории корреляции и регрессии. — В сб.: Применение методов корреляции в экономических исследованиях. — М., 1969, с. 6.

³ Фихтенгольц Г. М. Основы математического анализа. — М., 1956, т. II.

⁴ Это относится полностью к пассивному прогнозированию. При целевом прогнозировании проблема усложняется, о чем будет говориться далее.

⁵ В этой связи рассматривается лишь метод наименьших квадратов, так как Г. Тейл вывел обобщенные оценки параметров модели (оценка k -класса и h -класса), в которых обыкновенный метод наименьших квадратов является частным случаем этих обобщенных методов и основывается на общих требованиях. Тейл Г. Экономические прогнозы и принятие решений. — М., 1971.

⁶ Липкин М. И. Анализ предпосылок и выводов теории корреляции и регрессии. — В сб.: Применение методов корреляции в экономических исследованиях. М., 1969, с. 23—26; Горяев Л. В. Оценивание коэффициентов структурных уравнений. — В сб.: Вопросы экономико-статистического моделирования и прогнозирования в промышленности. — Новосибирск, 1970, с. 202—230.

5) X_1, X_2, \dots, X_n статистически независимы между собой и от ε — оценки параметров модели \bar{A} являются несмещенными и $(E(\bar{A}-A)) = (X'X)^{-1}X'E(\varepsilon) = 0$, $E(\bar{A}) = A$, состоятельными ($p \lim(\bar{A}-A) = 0$) и эффективными ($D(\bar{A}) \leq D(A)$).

Если потребовать выполнения дополнительного условия:

6) случайные величины ε_i распределены нормально, — то можно рассчитать доверительные интервалы для оценок A и Y с уровнем значимости q .

Выясним соблюдение предпосылок регрессионного анализа при использовании моделей прогнозирования спроса и товарооборота. Значения динамического ряда y не являются ни случайными величинами, ни элементами выборок из некоторой генеральной совокупности Y . Они не являются независимыми величинами. X_i почти всегда зависимы между собой и с ε_i . Значения ε_i автокоррелированы, их нормальность не соблюдается. Число элементов y_i и X_i невелико, и они сами выступают в качестве генеральной совокупности. Следовательно, не существуют теоретические оценки A коэффициентов модели. Эмпирические оценки \bar{A} и \bar{y} являются единственными оценками и не могут сравниваться с теоретическими, как в случае обработки элементов выборок. Доверительный интервал параметров возможно рассчитать без его обоснования с требуемым уровнем значимости q .

Допустимость расчета параметров модели при помощи метода наименьших квадратов вытекает из возможности решения избыточного матричного уравнения, однако оценки коэффициентов лишаются вероятностного смысла. Это отражается на обоснованности рассчитанных прогнозных показателей и крайне затрудняет интерпретацию полученных результатов как выявления будущей тенденции развития.

В практических расчетах предлагается использовать в качестве расчета интервала прогнозов коэффициент вариации v ⁷. Однако в случаях использования v не объясняется смысл рассчитываемого интервала. Ожидаемый интервал (область) прогнозных значений \bar{y}_{n+j} рассчитывается как

$$\min \bar{y}_{n+j} = (1-v) \bar{y}_{n+j} < \bar{y}_{n+j} < \max \bar{y}_{n+j} = (1+v) \bar{y}_{n+j}. \quad (3)$$

Вероятность, что истинное значение y_{n+j} лежит в интервале (3) не известна вследствие невыполнения вышеупомянутых предпосылок. Точечные прогнозные значения \bar{y}_{n+j} , выражающие средние значения интервала (3), лишь случайно могут совпадать с истинными значениями y_{n+j} , так как y_{n+j} априори не известна, а

$$P\{a \leq y < b\} = \int_a^b p(x) dx = 0 \quad (4)$$

при $a=b$. Следовательно, если в интервале (3) содержатся истинные значения y_{n+j} , это означает, что развитие значений y_{n+j} в прогнозируемом будущем соответствует закономерностям их динамики в базисном интервале. Если относительное отклонение расчетных значений прогнозируемого показателя \bar{y}_i от фактических в базисном интервале равно v , то в прогнозном интервале нет никаких объективных причин требовать от модели большей точности. Такова познавательная способность моделей прогнозирования спроса и товарооборота при оценке ожидаемых прогнозных значений. Поэтому, если впоследствии оказывается, что истинные значения y_{n+j} отклоняются от расчетных менее чем на v , необходимо считать эти отклонения нормальным явлением, а модель — выпол-

⁷ См.: Хауштейн Г. Методы прогнозирования в социалистической экономике, с. 95; Гнеденко Б. В. Курс теории вероятностей.— М., 1961, с. 135.

нившей свои функции. Важно отметить при этом, что не существует критерия точности — все зависит от наличия тенденций в базисном интервале, а заранее подобранный процент точности не имеет смысла.

Другая причина недостаточной точности прогнозных результатов спроса и товарооборота заключается в том, что при выборе функции прогнозирования $f(X)$ допускаются ошибки. При составлении модели, описывающей характер развития результативных показателей y_i , большее значение имеет длина базисного интервала. Не существует обобщенных математических процедур определения «наилучшего» интервала для всех классов моделей. Практически длина интервала и тип функции определяются чаще всего эмпирическим путем при помощи графического и логического анализа развития y_i с последующим расчетом индекса корреляции⁸. Другие авторы в качестве меры пригодности модели в данном базисном интервале рекомендуют коэффициент вариации⁹. Однако и индекс и коэффициент корреляции рассчитываются на основе развития абсолютных значений переменных модели. Эти значения, как правило, изменяются достаточно медленно (на несколько процентов в год), поэтому слабо ощутимы. Возникает опасность ложной корреляции, потому что «... корреляция как формально-статистическое понятие сама по себе не вскрывает причинного характера связи, который устанавливается конкретным объяснением связи, раскрытием его «механизма»¹⁰. Расчет коэффициента вариации для базисных интервалов различной длины с выбором минимального значения является чрезмерно трудоемкой операцией и оправдывается лишь в случае пассивного прогнозирования. Для простейших классов функций удобен метод отыскивания минимума вида¹¹

$$m = \min_{i,j} \left| \frac{\sum_{l=j-l+1}^j \Delta^l y_i}{n-j-l+1} \right|, \quad (5)$$

где l — порядок разностей, $l=2, 3$, $j=1, 2, \dots, n-p$, $p=6$, так как для сохранения достаточного числа степеней свободы число лет должно хотя бы в 6—7 раз превышать количество факторов в модели¹². Расчет m по (5) основывается на выполнении неравенства

$$\left| \sum_{i=1}^n \Delta^2 y_i \right| \leq \left| \sum_{i=1}^{n-1} \Delta^3 y_i \right| \quad (6)$$

при преимущественно линейном развитии y_i . При невыполнении (6) y_i развивается преимущественно по параболе. Для случаев составления более сложных моделей прогнозирования удовлетворительные критерии расчета наиболее подходящей длины базисного интервала не разработаны.

При подборе типа уравнения связи (модели) и отбора основных обуславливающих факторов существует большое разнообразие применяемых методов. Рекомендуется применять и коэффициент вариации¹³, и макси-

⁸ Черныш Л. П., Майорская Н. С., Куркин В. М. Экономико-математическая модель прогнозирования товарооборота республики. — Минск, 1967.

⁹ Хауштейн Г. Методы прогнозирования в социалистической экономике, с. 95.

¹⁰ Четвериков Н. С. О ложной корреляции. — В сб.: Применение методов корреляции в экономических исследованиях. — М., 1969, с. 203—229.

¹¹ Гунтулис Р. А. О критериях пригодности экономико-математических моделей для прогнозирования спроса. — В сб.: Проблемы комплексного изучения и прогнозирования населения на товары народного потребления: Всесоюзная научная конференция. — М., 1976, с. 201—205.

¹² Меликян О. М. Некоторые вопросы построения прогнозных моделей спроса. — В сб.: Методология и опыт изучения и прогнозирования спроса. Вып. 2. — М., ЦНИЛС, 1975, с. 42—48.

¹³ Хауштейн Г. Методы прогнозирования в социалистической экономике, с. 95.

мальный коэффициент корреляции¹⁴ вместе с минимальным значением коэффициента аппроксимации ϵ . Наиболее подробно выбор «наилучшего» уравнения регрессии предлагается¹⁵ с применением метода исключения всех возможных комбинаций переменных, метода исключения переменных из модели, метода включения переменных в модель, шагового регрессионного метода, ступенчатого регрессионного метода, сопровождаемых проверкой многих статистических характеристик модели.

Вышеупомянутые методы не гарантируют достаточно хорошего выбора моделей, так как выбранные факторы практически не полностью определяют закономерности развития прогнозирующих показателей y_i . Хорошее совпадение фактических и расчетных значений y_i в общем случае не может служить критерием пригодности модели для прогнозирования, так как гипотезы о продолжении тенденции развития базисного интервала часто не могут выдвигаться по причинам экономического характера.

Рассмотрение двух групп причин, затрудняющих построение достаточно точных моделей прогнозирования с точки зрения практического их использования, свидетельствует об острой необходимости совершенствования методов прогнозирования. При совершенствовании моделей прогнозирования основное внимание должно быть уделено проблемам отыскания новых подходов выражения истинных закономерностей развития спроса и товарооборота. Расширение познавательных возможностей моделей прогнозирования может быть достигнуто благодаря новым исследованиям экономического содержания реальных процессов развития прогнозируемых показателей.

На основе выявления смысла параметров модели в процессе развития спроса предложен метод их динамизации¹⁶. Принимаемая нестационарность параметров модели прогнозирования спроса имеет более реальную экономическую основу. Изменение этих параметров как некоторых функций времени позволяет точнее описать реальное развитие спроса и в большей мере пригодно для его прогнозирования. Другой интересный и многообещающий метод составления моделей прогнозирования спроса — это построение нелинейных многофакторных моделей с неизвестными степенями факторов¹⁷. Реальные экономические показатели, в том числе и спрос, крайне редко хорошо описываются функциями с целыми степенями, поэтому предлагаемые модели могут значительно лучше отражать реальное развитие спроса. Однако необходимо отметить, что вышеупомянутые методы усовершенствования моделей прогнозирования не исключают основных недостатков существующих методов прогнозирования. Экономический анализ развития прогнозируемых показателей в базисном интервале, квалифицированное формулирование гипотез прогнозирования и проведение экспертной оценки могут в некоторой мере улучшить прогнозные результаты. Однако при выполнении этих этапов прогнозирования руководствуются экономическими предположениями, основанными на информации об общем развитии народного хозяйства, опыте и интуиции, то есть неформальными процедурами. Поэтому невозможно оценить степень улучшения результатов прогнозов или хотя бы с уверенностью утверждать, что это улучшение достигнуто.

Среди важнейших, еще не решенных проблем прогнозирования, надо выделить следующие: увеличение точности прогнозных показателей, вы-

¹⁴ Петрович М. Л. Математическое обеспечение блока анализа и прогноза показателей в подсистеме «планирование торговли». — Минск, 1970.

¹⁵ Давидович Б. Я., Ляхман И. Л., Назаров Р. С. и др. Методы прогнозирования спроса. — М., 1972.

¹⁶ Там же, с. 79—80.

¹⁷ Фильчаков П. Ф., Гребенкин Г. Г. Методы и модели прогнозирования платежеспособного спроса населения. — В сб.: Организация и методы изучения спроса: Материалы Всесоюзной научной конференции (сентябрь 1969 г.). — М., ВНИИКС, 1971, с. 281—283.

явление методов учета влияния краткосрочных тенденций на общее развитие прогнозируемых показателей y_i , изыскание возможностей оценки изменения развития y_i в ближайшем будущем.

Предлагаемый метод учитывает некоторые вышеупомянутые проблемы и частично освещает возможности их решения. Анализ различных моделей прогнозирования спроса и розничного товарооборота в условиях Литовской ССР показал, что они часто не в состоянии описать развитие фактических значений так, чтобы остаточные величины не группировались строго по знакам. Причиной этого является наличие краткосрочных тенденций внутри выражаемой по модели общей тенденции, которая не способна сгладить этих краткосрочных тенденций. На основе неравенства (6) составленная линейная трендовая модель развития общего объема товарооборота Литовской ССР в базисном интервале 1965—1976 гг. также дает расчетные значения \bar{y}_i с тремя группами ϵ_i одинаковых знаков. Поставленная задача учета распределения этих трех групп решалась следующим образом.

Система переменных y, t в обобщенном смысле изображает n пар $\{y_i, t_i\}$. Каждому t_i соответствует y_i . Эти переменные равнозначны. Наряду с функцией $\bar{y} = f(t)$ существует и обратная ей функция $\bar{t} = g(y)$. Поэтому можно формулировать обратную задачу: какие будут значения t , соответствующие фактическим значениям y_i . Такое жесткое требование позволяет получить значения $\bar{y}_i = y_i$. Однако это не описывает никакой единой тенденции развития y_i . Ценность и более широкий смысл обратного требования заключается в том, что существует возможность другого способа отсчета времени. Действительно, если в общем случае имеется j групп ϵ_i с определенными знаками, тогда можно поставить вопрос: каким значениям времени соответствуют отклонения ϵ_i от средней групповой в каждой j -той группе. Для этой цели вводятся для каждой j -той группы соотношения

$$\lambda_j = \frac{\sum_j \epsilon_{ij}}{n_j \bar{y}}, \quad (7)$$

показывающие относительное отклонение средней величины моделируемого показателя под воздействием сдвига на среднегрупповое значение остаточных величин ϵ_i в каждой группе. В результате суммирования всех λ_j получим нуль, так как сумма среднегрупповых значений остаточных величин равна общей средней. Во всем базисном интервале λ_j не влияют и не формируют сдвига значения \bar{y} . На основе этого рассчитываются новые значения временной t_i переменной

$$\tau_{ij} = \begin{cases} t_{ij}(1 + \lambda_j), & \text{если все } \epsilon_{ij} > 0 \\ t_{ij}(1 - \lambda_j), & \text{если все } \epsilon_{ij} < 0. \end{cases} \quad (8)$$

Если вычислить новые значения y_i , то в плоскости (t, y) получим ломаную линию, учитывающую смещение от основной траектории по линейной трендовой модели на среднегрупповую ϵ_j в каждой группе. Коэффициенты старой модели a и b вычислены по отношению к временной переменной t , поэтому для новой шкалы τ времени составляется модель

$$y_i = a + \beta \tau_i + \gamma_i, \quad (9)$$

которая при среднем выравнивании ϵ_i в каждой группе и найденных новых коэффициентах a и β выражает новую тенденцию развития резульативной величины y_i в виде прямой $\bar{y} = a + \beta \tau$, отличной от $\bar{y} = a + b t$. Это по существу означает, что модель (9) в новой системе координат (τ, y) лучше описывает фактическое развитие y_i , поэтому

$$\sum |\gamma_i| < \sum |\epsilon_i|. \quad (10)$$

Полученная другая линия развития продажи в базисном интервале при ее продолжении может учитывать вновь образующуюся тенденцию в прогнозируемом будущем. Нетрудно показать, что вышеупомянутые прямые не совпадают в общем случае. Действительно,

$$\begin{aligned}\bar{\tau} &= \frac{\sum_1(1+\lambda_j)t_{ij} + \sum_2(1-\lambda_j)t_{ij}}{n} = \frac{\sum_1 t_{ij} + \sum_2 t_{ij} + \sum_1 \lambda_j t_{ij} - \sum_2 \lambda_j t_{ij}}{n} \\ &= \bar{t} + \frac{\sum_1 \lambda_j t_{ij} - \sum_2 \lambda_j t_{ij}}{n}.\end{aligned}$$

Следовательно, в общем случае $\bar{t} \neq \bar{\tau}$, так как равенство $\sum_1 \lambda_j t_{ij} = \sum_2 \lambda_j t_{ij}$ выполняется лишь в отдельных случаях. Причиной этого является несоответствие временных шкал t и τ . Соотношение

$$\omega = \frac{\bar{t}}{\bar{\tau}} \quad (11)$$

назовем коэффициентом сдвига номинальной шкалы времени t по отношению к τ в исследуемом базисном интервале. Из асимметрии между шкалами t и τ следует, что и развитие y_i во временной шкале t асимметрично¹⁸. Следовательно, смысл коэффициента ω неожиданно дает возможность освещения проблемы ввода в прогнозные расчеты действия краткосрочных тенденций в его динамике. Остается проблема оценки ожидаемых значений τ_i , так как предварительно не известен способ их расчета.

В процессе экспертной оценки выясняются преимущественные направления будущего развития y_i . Возможно либо продолжение последней краткосрочной тенденции, либо отсутствие аргументов для такого мнения и постулируется вероятность общего поворота развития назад к симметрии с переходом в противоположную сторону ($\omega' = \frac{1}{\omega}$). В первом случае τ_{n+j} вычисляются по (8) с последним значением λ_j . Во втором случае τ_{n+j} нет необходимости вычислять — поправляются прогнозные значения по первоначальной трендовой модели на ω . Последний способ более общий, хотя несет менее точную информацию в смысле вероятности реального достижения будущих прогнозных значений. Поправку на ω можно применять и к расчетам по любой причинно-следственной модели, так как и факторы развиваются во времени как синтезирующем факторе, а развитие y_i , обуславливаемое их влиянием, подчинено вышеупомянутому сдвигу.

Практические расчеты для рядов общего товарооборота республики в интервале 1965—1976 гг. показывают большее приближение расчетных значений $\tilde{y}_i(\tau)$ к фактическим.

После решения модели типа (9) получено значение $\omega = 1,000398$. Значительно улучшились ее статистические параметры $\sigma_\tau = 18,28 < \sigma_t = 26,19$ млн. руб.; $v_\tau = 0,81 < v_t = 1,25\%$; $\max|\gamma_i| = 39,57 < \max|e_i| = 47,17$ млн. руб. Прогнозные значения рассчитываются на основе предположения, что последняя краткосрочная тенденция будет некоторое время продолжаться и в будущем. Поэтому прогнозы вычислены на основе расчета τ_{n+j} исходя из последнего λ_j .

В заключение приведем высказывание одного из создателей теории игр О. Моргенштерна на Международной конференции по проблемам

¹⁸ Во избежание подобия с обнаруживаемой асимметрией времени (см.: Турсунов А. Философия и современная космология.— М., 1977), которая является фундаментальным свойством времени, ω называем коэффициентом сдвига, так как здесь обнаруживается асимметрия между внешней мерой времени — разными шкалами отсчета. Однако и это расширяет понятие временных переменных.

**Расчет выравненных значений общего объема
розничного товарооборота Литовской ССР
по линейной трендовой модели и модели типа (9)
(млн. руб. в ценах соответствующих лет)**

	Товарооборот *			Остаточные величины, рассчитанные	
	фактический y_i	рассчитанный		по трендовой модели $\varepsilon_i(t)$	по модели (9) $\gamma_i(\tau)$
		по трендовой модели $y_i(t)$	по модели (9) $y_i(\pi)$		
1965	1265,70	1289,62	1280,40	-23,92	-14,70
1966	1434,45	1465,63	1456,32	-31,18	-21,87
1967	1638,89	1641,65	1632,24	-2,76	6,65
1968	1847,40	1817,66	1822,18	29,74	25,22
1969	2001,40	1993,68	2001,83	7,72	-0,43
1970	2195,97	2169,69	2181,30	26,28	14,67
1971	2380,83	2345,76	2360,77	35,07	20,06
1972	2548,28	2521,72	2540,24	26,56	8,04
1973	2685,41	2697,74	2690,06	-12,33	-4,65
1974	2826,58	2873,75	2866,15	-47,17	-39,57
1975	3043,60	3049,77	3042,43	-6,17	1,17
1976	3223,94	3225,78	3218,53	-1,84	5,41

* Общий объем розничного товарооборота государственной и кооперативной торговли Литовской ССР, включая общественное питание (без оборота потребительской кооперации по продаже сельскохозяйственных продуктов, закупленных по ценам согласно договоренности и принятых на комиссию). По данным ежегодников: Экономика и культура Литовской ССР за 1965—1976 гг.— Вильнюс, 1966—1977.

теории игр в Вильнюсе в 1972 г.: «Математический аппарат, используемый при расчетах социальных показателей, унаследован из арсенала прикладных методов физики и биологии и не пригоден вследствие иной природы показателей. Настало время для создания совершенно нового математического аппарата специально для нужд социальных наук. Создание подобных методов прогнозирования социально-экономических показателей является актуальной задачей».

Вильнюсский университет им. В. Капсукаса
Кафедра экономики торговли

Редколлегия вручено
в январе 1980 г.

**PAKLAUSOS IR PREKIŲ APYVARTOS PROGNOZAVIMO MODELIŲ
PAŽINIMO GALIMYBĖS BEI JŲ TOBULINIMAS**

R. GUNTULIS

Reziumė

Straipsnyje nagrinėjami prekių paklausos ir apyvartos prognozavimo modelių sudarymo bei naudojimo praktiniams skaičiavimams klausimai. Aptartos pagrindinės priežastys, dėl kurių modeliuojama nepakankamai tiksliai. Jos yra dviejų rūšių. Išnagrinėjus teorines koreliacinės analizės prielaidas, kuriomis remiasi modeliavimo procesas, pažymima, kad praktiškai jų negalima pilnai laikytis, prognozuojant realius paklausos bei apyvartos rodiklius. Pabrėžiamas prognozavimo rezultatų traktavimas bei apskaičiuoto laukiamo intervalo prasmė ir informacinės galimybės. Prognozių

tikslumą bei pagrįstumą mažina ir kita grupė priežasčių. Tai neoptimalūs prognozavimo modelių parinkimo kriterijai. Parenkant bazinio intervalo ilgį, veiksnių skaičių modelyje bei sąryšio lygties (modelio) tipą, nėra bendrų kiekybiškai formalizuotų procedūrų, įgalinančių norimu tikslumu ekstrapoliuoti būsimą procesą.

Siūlomas vienas metodas, atsižvelgiantis į trumpalaikių tendencijų vidutinį poveikį bendrai bazinio intervalo tendencijai. Tam įvedama nauja laiko kintamųjų τ skalė pagal 8 formulę. Įrodoma, kad laiko skalė τ asimetriška įprastinės laiko skalės t atžvilgiu, nes bendru atveju $\bar{t} \neq \bar{\tau}$. Laiko kintamųjų t ir τ vidurkių santykis rodo tą postūmį, kuris leidžia numatyti labiausiai tikėtiną būsimą trumpalaikę tendenciją ir patikslinti prognozių rezultatus.

Aprašomi ir praktiniai modeliavimo rezultatai. Respublikos bendrosios prekių apyvartos rodiklių 1965—1976 m. eilutės ekstrapoliacija atlikta pagal tiesinę trendo funkciją ir (9) modelį. Palygintos atitinkamos šių modelių statistinės charakteristikos rodo, kad pagrįsčiau praktiškai naudoti (9) modelį.