

Институт экономики переходного периода

103918, Россия, Москва, Газетный переулок д. 5 Тел./ факс 229 6596, www.iet.ru

Особенности формирования производственных и ценовых планов
(прогнозов) предприятий российской промышленности в 1993-2001 гг.

Автор:

Цухло С.В.

Москва

Март 2002 г.

Оглавление

Введение.....	3
1. Постановка проблемы.....	4
2. Модели формирования планов (прогнозов)	6
3. Эмпирические данные и методы анализа.....	9
4. Модели формирования производственных планов.....	15
4.1 Экстраполяционные модели формирования производственных планов.....	15
4.2. Адаптивные модели формирования планов производства	24
4.3. Обучения-на-ошибках модели формирования планов производства	33
5. Модели формирования ценовых планов	46
5.1 Экстраполяционные модели формирования ценовых планов.....	46
5.2. Адаптивные модели формирования ценовых планов	57
5.3 Обучения-на-ошибках модели формирования ценовых планов.....	65
Заключение.....	75
Литература.....	78
Приложение. Анкета конъюнктурного опроса ИЭПП.....	79

Введение¹

Рыночные реформы в России всегда были предметом ожесточенных дискуссий. Споры вызывало все: и принципы, и сроки, и масштабы, и последовательность, и результативность. Последний аспект и стал предметом настоящей работы. Мы попытаемся ответить на вопрос, произошло ли формирование в российской промышленности рыночных производителей товаров и услуг.

Преобразование российской промышленности - одна из главных и тяжелейших задач переходного периода. Ее эффективное решение осложняется существованием огромного промышленного потенциала, который невозможно ликвидировать и начать с нуля создание новых компаний, как это происходило в секторах, не имевших нормального развития в условиях плановой экономики. Отечественная промышленность имела огромные масштабы и значение в советской экономике. И, наверное, сохранила его и в настоящее время. Поэтому применительно к промышленности более всего подходит выражение "переход от плановой экономики к рыночной". И применительно к ней в первую очередь необходимо ставить вопрос об эволюции поведения.

Для оценки такой эволюции в работе используются модели формирования ожиданий, которые давно и хорошо исследованы в экономической теории. Но если их результаты для стран с устоявшейся рыночной экономикой имеют скорее академический интерес, то для переходных экономик исследование таких моделей способно ответить на самый актуальный вопрос: произошло ли изменение принципов поведения производителей.

Для аргументированного ответа на этот вопрос необходимо, на наш взгляд, выполнение ряда условий. Эти условия сформулированы в первом разделе работы. Самым сложным является наличие достаточной (как по составу показателей, так и по временному охвату) статистической базы. Такая база может быть сформирована только в ходе регулярных панельных опросов руководителей предприятий. Во втором разделе работы описаны три типа моделей формирования ожиданий (экстраполяционные, адаптивные и обучения на ошибках), а также показаны возможные варианты их развития за счет использования спросовых переменных. Четвертый и пятый разделы показывают результаты применения этих моделей для описания формирования ценовых и производственных планов российских промышленных предприятий в 90-е годы XX века. Эмпирической основой проверки моделей стали результаты ежемесячных конъюнктурных опросов ИЭПП, проводимых по европейской гармонизированной методике с 1992 г.

¹ Работа подготовлена в рамках проекта, финансируемого Агентством США по международному развитию (USAID).

1. Постановка проблемы

Ожидания предстоящих изменений выпуска и цен занимают достаточно важное место в современной экономической теории. Хотя пик интереса к этой проблематике и ее интенсивная разработка, наверное, уже миновали, а основные теоретические положения и выводы вошли в учебники, нам представляется, тем не менее, что анализ формирования ожиданий в переходных экономиках может стать интересным направлением исследований, поскольку способен пролить свет на поведение предприятий в сложных и быстро меняющихся условиях.

Основной вопрос, который исследуется в настоящей работе, касается механизмов формирования планов выпуска и цен у российских промышленных предприятий в течение первых лет перехода от плановой экономики к рыночной. Этот период, несомненно, стал тяжелым испытанием для всей российской экономики и - особенно - для обрабатывающей промышленности. Несомненно и то, что некогда социалистические предприятия постепенно становятся вполне рыночными производителями товаров и услуг. Они начинают оперировать принципиально новыми для них, но нормальными рыночными категориями. Спрос, выпуск, запасы, конкуренция, рынок труда и рынок сбыта стали для них не некими отвлеченными теоретическими категориями, а абсолютно реальными понятиями, от учета и анализа которых благополучие предприятия. Последнее утверждение является скорее гипотезой, а не общепризнанным фактом. Причина в том, что для обоснованного ответа на вопрос, произошла ли эволюция в поведении российских промышленных предприятий необходимо, на наш взгляд, выполнение ряда условий. Во-первых, нужны исследования, охватывающие как можно более длительный период времени, - желательно с 1992 г. Разовые (эпизодические) работы способны дать (возможно, глубокий) анализ одного момента времени, но они не позволяют, как правило, отследить эволюцию поведения производителей. Во-вторых, для такого рода исследований нужна, несомненно, приемлемая и сопоставимая во времени статистика. Эта составляющая является, вероятно, самым большим местом большинства работ, вынужденных довольствоваться ограниченными возможностями официальных данных. В-третьих, нужны специфические показатели, отражающие характеристики поведения предприятий. Получить такие данные из официальных статистических источников почти невозможно. И, в-четвертых, эмпирические данные и теоретические модели должны быть общепризнанными, уже проверенными и не вызывать сомнений у возможных оппонентов.

Именно поэтому для оценки эволюции поведения российских промышленных предприятий в настоящей работе выбраны модели формирования ожиданий, а в качестве эмпирических данных используются результаты конъюнктурных опросов ИЭПП. На наш взгляд,

такая комбинация (модели+данные) обладает всеми свойствами, необходимыми для анализа поведения предприятий.

Во-первых, конъюнктурные опросы ИЭПП начались в 1992 г. и охватывают таким образом практически весь переходный период. В ходе этих опросов отслеживается один и тот же состав показателей. Более того, с течением времени список вопросов анкеты значительно расширился. Если в 1992 г. в ежемесячную анкету входило 7-8 вопросов, то сейчас около 20. Т.е. результаты опросов становятся все более информативными. И лишь два вопроса были исключены (оценка текущего объема выпуска и оценка текущих издержек по шкале "выше нормы" - "нормальный" - "ниже нормы"). Это создает уникальную основу для регулярного исследования всего переходного периода, а не отдельных эпизодов. Однако сами конъюнктурные опросы, проводимые ИЭПП, не являются уникальными. Они полностью сопоставимы с аналогичными опросами, организованными в других европейских странах. С конца 80-х годов такие опросы начались в странах бывшего социалистического лагеря, а с середины 90-х годов - в большинстве республик бывшего СССР. Таким образом, уже в течение нескольких лет во многих странах с переходной экономикой накапливаются результаты унифицированных опросов. Последнее обстоятельство позволяет провести аналогичные расчеты по другим странам. И наибольший интерес представляют, наверное, результаты по Украине, Беларуси и Казахстану. В итоге будут получены сопоставимые исследования о поведении предприятий в переходных экономиках.

Во-вторых, результаты конъюнктурных опросов ИЭПП являются уже общепризнанным источником статистических данных. Они не только публикуются Организацией экономического развития и сотрудничества (OECD, 1997), но и стали неотъемлемым элементом информационного ландшафта в российских средствах массовой информации. Оперативность публикации результатов и состав показателей позволяют опросам ИЭПП почти на равных конкурировать с данными официальной статистики. При этом в первые годы проведения опросов ситуация была совершенно иная. Потенциальные потребители экономической информации очень настороженно воспринимали такие показатели, как ожидания предприятий, оценки запасов готовой продукции и считали, что мнения директоров мало что значат в анализе реальных экономических процессов.

В-третьих, в состав анкет конъюнктурных опросов ИЭПП входят вопросы, описывающие основные и наиболее интересные индикаторы состояния промышленных предприятий. К их числу, несомненно, относятся фактические изменения основных видов спроса, выпуска, цен, запасов готовой продукции, планируемые изменения выпуска, занятости и цен, прогнозы спроса, оценки запасов, конкуренции, достаточности мощностей и занятости, оценки реального финансово-экономического состояния предприятий. Самыми интересными для целей анализа в настоящей работе являются ожидания предприятий. Еще одним плюсом

опросной статистики является возможность анализа на микроуровне. Последнее означает, что организация сбора и хранения исходных результатов построена таким образом, что ответы любого предприятия из любого опроса могут быть извлечены из общей массы ответов и проанализированы отдельно. Такая возможность принципиально важна при анализе механизма формирования ожиданий (планов, прогнозов).

В-четвертых, модели формирования ожиданий, которые предполагается использовать в настоящей работе, давно известны и признаны в экономическом анализе. Вместе с тем их использование в исследованиях переходных экономик, на наш взгляд, более интересно, чем при анализе устоявшихся рыночных экономик. Это объясняется возможностью использования в этих моделях спросовых переменных и анализом на микроуровне за достаточно длительный период времени. Сочетание указанных обстоятельств позволяет отслеживать приспособление российских промышленных предприятий к формирующимся условиям рынка.

2. Модели формирования планов (прогнозов)

В нашей работе будут использованы три основных типа моделей: адаптивные, обучения на ошибках и экстраполяционные в формулировках, ориентированных на результаты европейских гармонизированных конъюнктурных опросов (Konig et al., 1981).

Самый простой тип моделей формирования ожиданий - экстраполяционные - предполагают, что прогноз (план) изменения переменной X в момент t (X_t^*) определяется фактическим изменением этой же переменной в моменты t и $t-1$ (X_t и X_{t-1}):

$$X_t^* = f(X_t, X_{t-1}).$$

В такой форме оценка экстраполяционной модели требует ответов по каждому предприятию из двух соседних опросов. Если использовать общую форму экстраполяционной модели (Nerlove, 1983), то возникает необходимость в получении регулярных ответов от одного предприятия в течение гораздо большего количества опросов. В этом случае количество фирм, ответы которых можно использовать для расчетов, будет снижаться с включением каждого следующего опроса, поскольку добиться от всех респондентов абсолютно регулярного участия в опросах невозможно. Стабильность участия предприятий в опросах ИЭПП составляет около 80%. Эта цифра показывает, что из всех предприятий, принявших участие в опросе $t-1$, в следующем опросе t участвует 80%. Это довольно высокий, по нашему мнению, показатель.

В описанном выше варианте экстраполяционная модель предполагает, что прогнозы формируются под влиянием предыдущих изменений того же показателя. Для исследования переходных экономик можно использовать и такие экстраполяционные модели, в которых

прогнозы одного показателя, формируются под влиянием предшествующих изменений другого. Например, выглядит логичным рассмотреть влияние на прогнозы изменения выпуска предыдущих изменений платежеспособного или бартерного спроса. Такие модели формирования производственных планов можно считать более прогрессивными по сравнению с экстраполяцией выпуска. При этом ориентацию на платежеспособный спрос следует расценивать как более рыночную позицию производителей, чем ориентацию на бартерные сделки. Для проверки, какой спрос является для производителей предпочтительным, можно исследовать комбинированную экстраполяционную модель, в которой в качестве независимых переменных одновременно используются изменения и платежеспособного, и бартерного спроса.

Адаптивные модели формирования ожиданий в своей первоначальной формулировке связывали предполагаемые изменения показателя с разницей между предшествующими фактическими изменениями и предшествующими прогнозами (Nerlove, 1956, 1958):

$$X_t^* = f(\Phi(X_t, X_{t-1}^*)).$$

Здесь переменная $\Phi(X_t, X_{t-1}^*)$ описывает соответствие (ошибку) прогнозов показателя в момент $t-1$ и фактических изменений показателя в следующем опросе t . Она определяется из матрицы сопряженности прогнозов показателя в момент $t-1$ и фактических изменений в момент t :

		X_{t-1}^*		
		+	=	-
$\Phi(X_t, X_{t-1}^*):$	X_t	+	=	-
	=	-	=	+
	-	-	-	=

Новая переменная $\Phi(X_t, X_{t-1}^*)$ является трихотомической и может принимать следующие значения: (+) - фактические изменения оказались лучше прогнозов; (=) - фактические изменения совпали с прогнозами; (-) - фактические изменения оказались хуже прогнозов.

Специально для качественных результатов конъюнктурных опросов König et al (1981) предложили упрощенную формулировку адаптивной модели, которая не накладывает никаких ограничений на взаимодействие независимых переменных, и выглядит следующим образом:

$$X_t^* = f(X_t, X_{t-1}^*).$$

В этом случае ожидания в момент t определяются реализациями того же показателя в момент t и ожиданиями в момент $t-1$, взаимодействие которых может быть любым.

Модель обучения на ошибках для данных конъюнктурных опросов связывает точность реализации предыдущего прогноза с изменениями двух последующих прогнозов (Konig et al, 1981). Она имеет вид:

$$\Delta(X_t^*, X_{t-1}^*) = f(\Phi(X_t, X_{t-1})).$$

Здесь $\Delta(X_t^*, X_{t-1}^*)$ обозначает изменение показателя (в данном случае - прогнозов показателя X) за два соседних опроса и определяется из матрицы сопряженности значений показателя в моменты $t-1$ и t , где (+) означает рост показателя, (-) - снижение, (=) - нет изменений:

		X_{t-1}^*		
		+	=	-
$\Delta(X_t^*, X_{t-1}^*):$	X_t^*	+	=	-
	+	=	+	+
	=	-	=	+
	-	-	-	=

Новая переменная $\Delta(X_t^*, X_{t-1}^*)$ является трихотомической и может принимать следующие значения: (+) - показатель изменился в лучшую сторону; (=) - показатель не изменился; (-) - показатель изменился в худшую сторону. Знак или значения новой переменной определяются на основе сочетания значений исходных переменных. Если прогнозы в двух соседних опросах не изменились (этому соответствуют диагональные элементы приведенной матрицы), то новая переменная имеет значение (=). Над главной диагональю находятся элементы (ответы предприятий), которые свидетельствуют о положительном изменении (улучшении) прогнозов между двумя опросами. Если в момент $t-1$ предприятия прогнозировали снижение показателя X , то в момент t у них зарегистрированы прогнозы роста или неизменения этого показателя. Такую смену естественно назвать положительным изменением. Если же в момент $t-1$ предприятия прогнозировали рост показателя X , а в следующем опросе стали прогнозировать его снижение или неизменность, то такой переход логично считать негативным изменением прогнозов.

Производные переменные $\Delta(X_t^*, X_{t-1}^*)$ и $\Phi(X_t, X_{t-1}^*)$ обычно определяются для одних и тех же показателей (Konig et al, 1981). Вместе с тем в некоторых случаях может представлять интерес расчет $\Phi(X_t, X_{t-1}^*)$ для двух разных показателей, отклонение которых друг от друга также интересно использовать. Для переходных экономик такой парой является, несомненно, выпуск и спрос (платежеспособный или бартерный). Для этой пары показателей целесообразно рассмотреть и отклонение фактических изменений в одном опросе.

3. Эмпирические данные и методы анализа

Эмпирической основой для проверки гипотез станут результаты регулярных конъюнктурных опросов, проводимых лабораторией конъюнктурных опросов Института экономики переходного периода с 1992 г. по европейской гармонизированной методике.

Конъюнктурные опросы (КО) представляют собой почтовые анкетные опросы руководителей предприятий по стандартной (не меняющейся во времени) анкете. Они принципиально отличаются от статистической отчетности по своим методам и использованию. Конъюнктурные опросы руководителей предприятий - быстрый способ сбора сведений об оценках руководителями положения дел на своих предприятиях и ожидаемых (планируемых) изменениях основных показателей работы предприятия. Главные результаты КО - сведения о субъективных оценках и краткосрочных ожиданиях, формирующихся на предприятиях.

За редким исключением КО в европейских странах проводятся не официальными (государственными) статистическими органами, а исследовательскими институтами, ассоциациями предприятий или социологическими службами. Более того, при выработке рекомендаций по организации КО в бывших социалистических странах западноевропейские эксперты подчеркивали нежелательность проведения опросов на базе статистических органов, поскольку отношение предприятий к статкомитетам устойчиво отрицательное (European Economy. - Supplement B. - July 1991. - Special Edition). Опросы же базируются на добровольности и доверии, а не на принуждении и ответственности.

Анкета гармонизированного европейского конъюнктурного опроса содержит небольшое количество вопросов (не более 15-20). При этом вопросы имеют качественный, а не количественный характер. Типичный вопрос: "Как вы оцениваете объем запасов готовой продукции на своем предприятии". Ответы предлагается дать по простой шкале: "Выше нормы", "Нормальные", "Ниже нормы". Такая простая конструкция вопросов и ответов позволяет респондентам заполнять анкеты быстро и без привлечения других сотрудников или какой-либо документации. Принципиально важно, что респондентом на каждом предприятии был управленец максимально высокого уровня, имеющий полное представление о положении дел на предприятии и имеющий непосредственное отношение к руководству предприятием. Если анкета будет содержать большое количество сложных вопросов, требующих привлечения конкретных специалистов или количественных сведений из документации предприятия, то велика вероятность отказа от участия в опросах или передачи анкеты сотрудникам нижнего уровня. Это снижает ценность сведений, получаемых с предприятий. Количественных вопросов в анкете должно быть очень мало, а сведения по этим вопросам хорошо известны руководителям и не требуют обращения к документам или расчетов. Количествен-

ные вопросы КО задаются по поводу таких хорошо известных менеджерам показателей, как загрузка мощностей или месяцы обеспеченности заказами. Пример ежемесячной анкеты КО Института экономики переходного периода приведен в приложении 1.

Опросы ИЭПП проводятся по панели, в которую входят более 1400 предприятий. На предприятиях панели работает около 21% занятых в промышленности. Структура должностей респондентов панели свидетельствует о высоком качестве опросной информации (см. табл.1). Ежемесячно собирается около 1000 ответов.

Таблица 1. Динамика должностной структуры панели ИЭПП, %

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
1. Директора	47	33	35	47	42	39	39	36	34	32
2. Заместители директоров	37	47	40	31	32	34	34	34	35	36
3. Руководители подразделений	14	18	20	17	20	20	20	22	22	23
4. Заместители руководителей	1	1	3	2	1	1	1	2	2	2
5. Рядовые сотрудники	1	2	2	3	5	5	6	6	7	8

Источник: Конъюнктурные опросы ИЭПП.

Важным фактором получения качественных результатов опросов является установление обратной связи с респондентами. Во время каждого опроса руководители предприятий получают бланк анкеты, который необходимо заполнить, и результаты предыдущего опроса. Обязательное регулярное возвращение обобщенных результатов всем организациям, которые приняли участие в опросе - это единственно возможная форма и очень поощрения к участию в обследованиях. Схема "индивидуальные ответы - обобщенные итоги" сводит на нет вероятность умышленного искажения данных, возвращаемых предприятиями в ИЭПП. Косвенным подтверждением этого являются результаты ежегодных "опросов об опросах", проводимых с 1996 г. (см. табл.2).

Таблица 2. Почему Вы отвечаете на анкеты наших конъюнктурных опросов?
(процент к числу ответивших)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
1. из-за получения взамен полезной информации	50	53	54	57	61	60	60
2. из-за понимания пользы опросов для общества	45	42	38	39	37	38	36
3. это повод обдумать ситуацию на предприятии	28	31	33	34	35	35	36
4. по привычке отвечать на поступающие запросы	10	11	10	12	11	11	11
5. по поручению руководства	5	8	8	9	11	13	16
6. из любознательности	6	6	8	7	6	5	6
7. сложно определить	2	2	3	2	3	2	2
8. другое	2	2	2	1	1	1	2

Источник: Конъюнктурные опросы ИЭПП.

Прямое общение с руководителями предприятий позволяет включать в анкету вопросы о таких показателях, которые не могут быть измерены традиционной статистикой, но, несомненно, отслеживаются менеджерами: помехи росту производства, ожидания, оценка уровня конкуренции на рынках сбыта и конкурентоспособности, динамика платежеспособного и бартерного спроса на продукцию предприятия.

Формирование прямых и доверительных отношений с руководителями предприятий создает основу для получения истинных данных о положении дел на предприятии. Это обстоятельство в современных российских условиях является чрезвычайно важным, поскольку официальная отчетность предприятий малонадежна в силу умышленного или неумышленного искажения, и ее использование может привести к некорректным выводам (Earle, J.S. and Estrin, S., 1998; Moers, L., 1999). Впервые этот тезис нашел подтверждение в 2000 г. (Цухло, 2001). Оказалось, что четверть опрошенных предприятий смогли прямо признать, что их официальная отчетность не отражает истинное положение дел на предприятии, и они знают это наверняка. Тогда же было высказано предположение, что при детализации вопроса по отдельным видам отчетности финансовая отчетность оказалась бы наименее надежной. В 2001 предприятиям панели был задан аналогичный вопрос с просьбой оценить каждый вид отчетности по отдельности, и эта гипотеза полностью подтвердилась (см. табл.3).

Таблица 3. Распределение ответов руководителей предприятий на вопрос: “Можно ли использовать официальную (т.е. направляемую в государственные органы) отчетность предприятий при анализе реального положения дел в промышленности”, %

Виды отчетности и отрасли	да, можно	нет, лучше не стоит	сложно оценить
О выпуске и отгрузке	85	6	9
О занятости и зарплате	65	19	16
О финансах и расчетах	44	27	29
в черной металлургии	34	51	15
в химии и нефтехимии	40	31	29
в машиностроении	48	23	29
в стройиндустрии	40	29	31
в легкой	50	29	21
в пищевой	60	18	22
О капитальных вложениях	66	10	24
в черной металлургии	80	5	15
в химии и нефтехимии	56	21	23
в машиностроении	70	7	23
в стройиндустрии	49	12	39
в легкой	68	6	26
в пищевой	68	11	21
О распределении акций	43	19	38

Источник: Сентябрьский (2001г.) опрос ИЭПП

При обсуждении результатов ежемесячных конъюнктурных опросов (КО) с различными "потребителями" довольно часто возникал вопрос о надежности (качестве) прогнозов

предприятий. Вопросы об ожидаемых изменениях основных показателей деятельности предприятий входят во все анкеты и вызывает особый интерес, особенно в начале каждого календарного года, когда эксперты разных организаций и ведомств пытаются угадать, как будет развиваться отечественная промышленность в течение очередного года. Отношение к прогнозам предприятий и соответственно к результатам опросов бывает очень разным. На одном полюсе находится восторженное восприятие любых выводов, которые делаются по результатам анализа. На другом - полное неприятие этого вида данных, в которое иногда вплетается удивление по поводу того, что результаты опросов оказываются правильными, и молчание в тех случаях, когда они позволяют просто объяснить явления, необъяснимые на основе традиционной статистики. Но истина, как всегда, находится где-то посередине. Рассмотрим сейчас достоинства конъюнктурных опросов как источника данных для анализа планов и прогнозов предприятий в переходных экономиках. Анализ недостатков КО оставим критикам, нехватки которых в России никогда не ощущалось.

Во-первых, в состав всех анкеты КО в явном виде входят вопросы об ожиданиях, планах или прогнозах. Это дает возможность получать и изучать прогнозы в режиме мониторинга и приближает результаты КО к привычным статистическим данным. Если возникает потребность в отслеживании новых показателей, то простая и гибкая организация КО в ИЭПП позволяет это сделать предельно оперативно. Наверное, это самое большое достоинство опросов, особенно в России.

Во-вторых, предприятия прогнозируют состояние показателей своей собственной деятельности, и поэтому такие прогнозы можно считать уже планами предприятий. Реализация (или подготовка к реализации) этих планов уже могла начаться на момент проведения опроса. Несомненно, это увеличивает степень реализуемости подобных планов.

В-третьих, горизонт планирования (прогнозирования), о котором идет речь в анкетах КО, составляет 2-3 месяца и является вполне доступным для прогнозирования даже в условиях нестабильной переходной экономики.

В-четвертых, панельный характер опросов позволяет сопоставлять прогнозы и все (по времени) последующие реализации этих прогнозов по каждому из предприятий. Так можно проводить гораздо более точный анализ точности прогнозов. Отсутствие такой возможности часто вызывает сожаление у аналитиков, оперирующих макроданными (Flood and Lowe 1995).

Результаты конъюнктурных опросов в агрегированном виде доступны большинству исследователей, так же как и статистические ряды. В этом случае они обычно представляются в виде балансов. Балансом называется разница между долей ответов "рост" и долей ответов "снижение". Такой способ представления не учитывает варианты ответов "нет изменений" и "нет ответа" (Carlso and Parkin, 1975). Попытки агрегировать данные, для того

чтобы получить только два варианта ответов (Theil, 1966) также оказалась неудовлетворительной, поскольку результаты оказались крайне неустойчивыми во времени в силу влияния на них общеэкономических причин. Еще одна проблема, которая возникает при использовании агрегированных в форме балансов данных, состоит в том реальная независимость двух трихотомических переменных может сопровождаться высокой положительной зависимостью на уровне балансов (Konig et al, 1981). Таким образом, использование микроданных позволяет избежать достаточно серьезных проблем и получить более качественные результаты.

Использование данных конъюнктурных опросов в большинстве случаев снимает и проблему причинности. Естественно считать, что фактические изменения и предшествующие прогнозы формируют текущие прогнозы, а не наоборот.

Исходные данные конъюнктурных опросов ИЭПП (ответы руководителей предприятий) представлены в порядковой (см. Приложение), а не в привычной для экономистов количественной шкале. Это заставляет обратиться вместо традиционного регрессионного анализа к логлинейным моделям. Логлинейные модели описывают взаимодействие количественных факторов на основе таблиц сопряженности (Agresti, 1996). Логика логлинейного анализа позволяет проверять различные гипотезы о структуре и характере связей исследуемых факторов (Lindsey, 1995). Конечным результатом должна стать модель, достаточно хорошо описывающая исходные данные и максимально простая по структуре. Последнее обстоятельство особенно важно при обработке результатов анкетных опросов, в ходе которых может быть собран представительный набор показателей, описывающих исследуемое явление.

Первый шаг логлинейного анализа – проверка гипотезы о независимости исследуемых переменных. Если качество подгонки такой модели оказывается приемлемым (наблюдаемый уровень значимости значительно превышает пороговую величину 0.05), то усложнение модели за счет добавления взаимодействий переменных будет излишним. Следующий шаг анализа – использование моделей, включающих взаимодействие исследуемых переменных. Поскольку практически все вопросы конъюнктурных опросов ИЭПП имеют порядковый характер, то можно пользоваться логлинейными моделями с линейными взаимодействиями между включенными факторами. В этом случае логарифмы элементов таблицы сопряженности имеют следующее представление:

$$\log F_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i + \lambda_j + \beta * i * j .$$

Параметры $\lambda_0, \lambda_i, \lambda_j$ имеют обычные для логлинейного анализа значения. Новый параметр β оценивает связь (ассоциацию) рангов i и j . Он интерпретируется как привычный в эконометрическом анализе коэффициент регрессии. Положительные значения β означают, что ранги одной переменной увеличиваются с ростом рангов другой и наоборот. При линейной независимости переменных коэффициент β равен 0.

Целесообразность добавления в модель взаимодействия признаков очевидна для тех случаев, когда гипотеза о независимости не дает удовлетворительных результатов. Если же независимая модель допустима, то для проверки целесообразности усложнения модели следует оценить относительное качество подгонки. Последнее предполагает по парное сравнение качества подгонки простой и сложной модели, когда сложная модель получена из простой за счет добавления одного параметра. Разница отношений правдоподобия и чисел степеней свободы дает основания для заключений о том, что более сложная модель не подходит лучше к имеющимся данным, чем простая (нулевая гипотеза). Иными словами, чем больше сокращение величины отношения правдоподобия, тем более вероятно, что сложная модель лучше.

Перечисленные особенности и возможности позволяют, на наш взгляд, исследовать прогнозы российских промышленных предприятий достаточно полно и всесторонне, а результаты использовать для анализа эволюции их поведения в первые годы экономических реформ.

4. Модели формирования производственных планов

4.1 Экстраполяционные модели формирования производственных планов

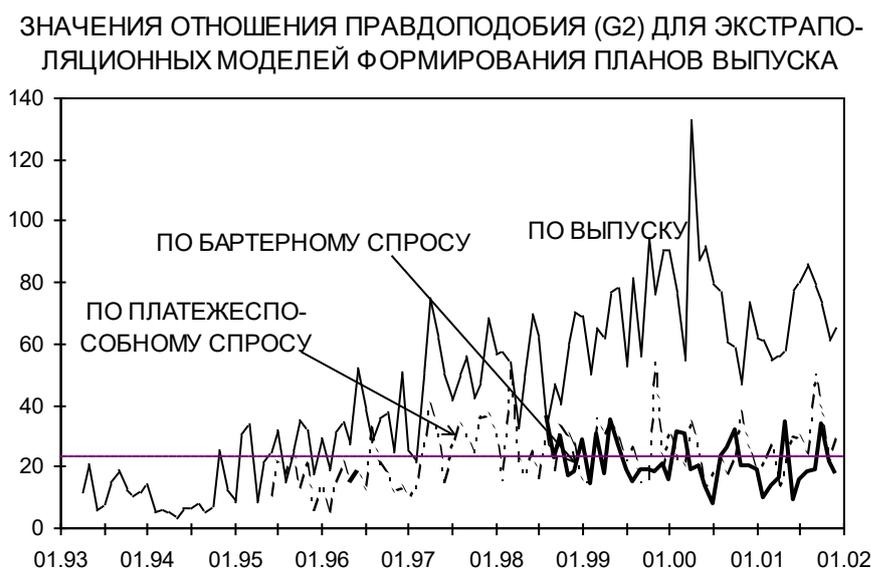
Начнем анализ моделей формирования ожиданий с экстраполяционных моделей формирования производственных планов. Рассмотрим классическую модель, в которой планы в момент t определяются $t-1$ фактическими изменениями того же показателя в моменты t и $t-1$:

$$Q_t^* = f(Q_t, Q_{t-1}),$$

где Q_t^* - планы изменения выпуска предприятия, определившиеся в момент (опрос) t ; Q_t - фактические изменения выпуска, зарегистрированные в момент (опрос) t ; Q_{t-1} - фактические изменения выпуска, зарегистрированные в момент (опрос) $t-1$.

Такая модель достаточно хорошо описывает формирование планов выпуска в период 1993-1994 гг. В 1995 г. прогнозы предприятий лишь в пяти месяцах из 12 могут быть описаны такой экстраполяционной моделью. С 1996 г. расхождения эмпирических и модельных данных постоянно увеличиваются: российские промышленные предприятия все дальше уходят от планирования своего выпуска по принципу "от достигнутого уровня". Этот вывод очевиден при анализе значений отношения правдоподобия, оценивающего качество подгонки модельных данных. Вертикальная линия на графике обозначает величину отношения, соответствующую 5% уровню значимости (см. рис. 1).

Рис.1



Значения отношения правдоподобия для экстраполяционных моделей, предполагающих формирование производственных планов под влиянием только платежеспособного или только бартерного спроса, выглядят предпочтительней. Экстраполяционная модель, в

которой прогнозы производства определяются фактическими изменениями платежеспособного спроса, является более “прогрессивной” для предприятий в переходных экономиках. В этом случае предприятия планируют свой выпуск, экстраполируя предыдущие тенденции изменения спроса. Указанная модель проверялась для периода с июля 1995 г. по декабрь 2001 г. Самым высоким качеством подгонки этой модели было до начала 1997 г. В 1997 г. расхождения стали недопустимо велики: модель оказалась приемлемой лишь в 3 случаях из 12. Затем качество подгонки возросло, но не было стабильным. Лишь в 2000 г. “спросовая” экстраполяционная модель стала лучше описывать формирование планов производства в российской промышленности. В 2001 г. качество подгонки такой модели опять снизилось. Экстраполяционная модель с фактическими изменениями бартерного спроса в качестве независимых переменных дополняет предыдущую модель. Ориентация на бартерный спрос при формировании производственных планов свидетельствует о нерыночных позициях производителей. Как показали расчеты, качество подгонки модели с бартерным спросом (без других независимых переменных) находится на одном уровне с моделью, включающей изменения только платежеспособного спроса.

Рассмотрим теперь коэффициенты моделей. В классической экстраполяционной модели (производственные планы определяются только изменениями производства) всегда положительными и статистически значимыми были только коэффициенты у Q_t (фактические изменения выпуска, непосредственно предшествующие формированию планов). Коэффициенты Q_{t-1}^* могли быть как положительными, так и отрицательными, и были статистически значимы лишь в одной трети случаев. При этом значение первых из рассмотренных коэффициентов были всегда выше. Таким образом, в рамках классической экстраполяционной модели можно говорить о том, что планы выпуска формируются в основном под воздействием фактических изменений производства, регистрируемых в момент определения планов.

Ситуация с коэффициентами в экстраполяционной модели, предполагающей формирование производственных планов на основе фактических изменений платежеспособного спроса ($Q_t^* = f(D_t, D_{t-1})$), аналогична предыдущей модели. Всегда положительны и статистически значимы были коэффициенты последних изменений спроса (D_t). Коэффициенты предшествующих изменений (D_{t-1}) были значимы лишь в 34% случаев и имели иногда отрицательные значения. Т.е. и здесь лишь самые последние изменения платежеспособного спроса учитываются предприятиями при формировании своих планов выпуска.

В экстраполяционной модели с бартерным спросом ($Q_t^* = f(B_t, B_{t-1})$) коэффициенты последних изменений (B_t) были статистически значимы и положительны только до марта 1999 г. Затем они становятся стабильно незначимыми и иногда - отрицательными. Предшествующие изменения бартерного спроса очень редко статистически значимо влияли на пла-

ны предприятий и в течение всего периода наблюдений встречались отрицательные знаки. Это свидетельствует о том, что бартер оказывал влияние на планы выпуска только до начала нормального (за счет платежеспособного спроса) роста производства. С того момента как предприятия поняли, что продажи за деньги начинают вытеснять бартер, они перестали принимать его во внимание. Это произошло, как показывают расчеты по данным конъюнктурных опросов, именно в марте 1999 г. Исключение из модели линейного взаимодействия Q_t^* и B_{t-1} оказалось оправданным в большинстве случаев. Статистическая значимость коэффициентов B_t сохранилась до марта 1999 г.

Исследование модели с прочими видами неденежного спроса в качестве факторов, определяющих формирование планов выпуска, приводит к похожим выводам. Правда, мониторинг неденежных видов спроса (векселей, зачетов и пр.) начался только в феврале 2000 г. и поэтому расчеты могут быть сделаны только для относительно благоприятного для российской промышленности периода. Качество подгонки этой модели было достаточно хорошим (см. табл.4). Но коэффициенты модели были чаще статистически незначимы и имели отрицательные знаки для обоих независимых переменных. По этой причине модель была сначала упрощена за счет исключения взаимодействия Q_t^* и N_{t-1} . Качество подгонки осталось допустимым в абсолютном большинстве случаев, а коэффициенты стали положительны и часто статистически значимы после сентября 2000 г. Поскольку прирост величины отношения правдоподобия был незначительным, то упрощенная модель является предпочтительной. Дальнейшее сокращение модели за счет исключения взаимодействия Q_t^* и N_t оказалось допустимым с точки зрения сохранения качества подгонки, но нецелесообразным после октября 2000 г с точки зрения прироста величины G_2 . Именно осенью 2000 г. российская промышленность впервые после дефолта 1998 г. столкнулась со значительными сбытовыми проблемами и, вновь прибегнув к вексельным и зачетным сделкам, решила, вероятно, учитывать при планировании выпуска их и в дальнейшем. На всякий случай. И эти случаи не замедлили в дальнейшем наступить.

Таблица 4. Характеристики влияния фактических изменений прочих неденежных видов спроса на планы выпуска предприятий

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели			
				N_t		N_{t-1}	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE
2/00	7.4064	14	0.9179	0.4460	0.1396	0.0734	0.1577
3/00	23.3534	14	0.0548	0.0609	0.1617	0.2459	0.1325
4/00	17.4907	14	0.2310	0.1278	0.1449	0.2819	0.1338
5/00	25.8103	14	0.0274	-0.1917	0.1437	0.1516	0.1476
6/00	16.2327	14	0.2994	0.1815	0.1476	-0.0839	0.1490
7/00	14.1415	14	0.4392	0.1608	0.1315	-0.0182	0.1334
8/00	5.8333	14	0.9705	-0.0261	0.1585	0.0998	0.1600

9/00	15.9081	14	0.3190	-0.1209	0.1369	0.1890	0.1527
10/00	15.2383	14	0.3621	0.4501	0.1633	-0.1089	0.1339
11/00	12.3757	14	0.5762	0.0088	0.1434	0.2180	0.1349
12/00	10.8186	14	0.7002	0.3879	0.1413	0.0430	0.1408
1/01	11.0362	14	0.6832	0.2119	0.1458	0.1157	0.1408
2/01	8.5911	14	0.8563	0.5537	0.1584	-0.0662	0.1487
3/01	10.2381	14	0.7446	-0.1019	0.1415	0.2570	0.1439
4/01	19.3053	14	0.1536	0.0817	0.1335	0.1191	0.1302
5/01	19.7029	14	0.1398	0.2370	0.1557	0.0731	0.1312
6/01	8.7091	14	0.8492	0.2420	0.1617	0.0585	0.1456
7/01	14.1627	14	0.4377	0.4357	0.1535	-0.1403	0.1429
8/01	17.9311	14	0.2099	0.0299	0.1426	0.0860	0.1369
9/01	17.5118	14	0.2299	0.3191	0.1772	0.0278	0.1529
10/01	17.8414	14	0.2141	0.2914	0.1448	0.0815	0.1662
11/01	17.9000	14	0.2114	0.0821	0.1402	-0.1445	0.1365
12/01	13.4425	14	0.4920	0.1296	0.1672	0.2286	0.1749

Примечание. В таблице приведены: G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с планами выпуска, и стандартные ошибки (SE).

Рассмотрим теперь комбинированные экстраполяционные модели, в которых прогнозы изменения выпуска могут определяться предшествующими фактическими изменениями более чем одного показателя из рассмотренных выше. Сначала остановимся на модели, в которой используются фактические изменения выпуска и платежеспособного спроса в двух предшествующих точках:

$$Q_t^* = f(Q_t, Q_{t-1}, D_t, D_{t-1}).$$

Качество подгонки этой модели, в которую были включены двухуровневые взаимодействия всех факторов с зависимой переменной и четырехуровневое взаимодействие всех независимых переменных, оказалось очень высоким. Величина отношения правдоподобия стабильно не опускалось ниже 0.9. Статистически значимы были лишь коэффициенты модели, относящиеся к последним фактическим изменениям выпуска и платежеспособного спроса. Соотношение коэффициентов выпуска и платежеспособного спроса, свидетельствует об изменчивости влияния этих двух факторов на планы выпуска. (см. рис.2). До середины 1998 г. усиливалось воздействие платежеспособного спроса, затем его влияние начинает ослабевать и со второй половины 1999 г. предприятия предпочитают в своих экстраполяционных планах опираться на предыдущие изменения выпуска. На первый взгляд такая ситуация выглядит парадоксальной. Получается, что во времена свертывания продаж за деньги предприятия предпочитали в своих прогнозах опираться на предыдущие изменения платежеспособного спроса, объемы которого были невелики. А после начала роста спроса, они отказываются от этого и начинают все сильнее опираться в своих экстраполяционных прогнозах на предыдущие изменения выпуска. Однако этому можно предложить

такое объяснение. Отсутствие достаточных объемов нормального денежного спроса и высокая бартеризация оборота заставляла предприятия "с трепетом" относиться к любым колебаниям продаж за деньги и принимать во внимание их малейшее изменение, в том числе - при выработке своих производственных планов. Поэтому к середине 1998 г., когда доля бартера была особенно велика, учет изменений платежеспособного спроса достиг максимума. Затем ситуация стала кардинально меняться. Платежеспособный спрос начал устойчиво вытеснять все другие виды продаж, и поэтому необходимость в столь "нежном" обращении с платежеспособным спросом постепенно отпадает. Предприятия в рамках экстраполяционной модели могут позволить себе пролонгировать фактические изменения своего выпуска, благо продажи растут более или менее устойчиво.

Рис.2



Возможное упрощение модели за счет разбиения четырехуровневого взаимодействия на два двухуровневых снижало качество подгонки для периода 1997-2001 гг., но не меняло уровень влияния предшествующих изменений на прогнозы. Самое сильное влияние имели фактические изменения, непосредственно предшествующие моменту формированию прогнозов. И соотношение влияния двух факторов имело ту же динамику: до середины 1998 г. нарастало воздействие платежеспособного спроса, после чего начинала увеличиваться степень влияния фактических изменений выпуска.

Статистически незначимое влияние на прогнозы удаленных во времени фактических изменений выпуска и спроса (Q_{t-1} , и D_{t-1}) дает основания для еще одной попытки упрощения экстраполяционной модели формирования производственных планов - за счет полного исключения вышеупомянутых факторов. Т.е. исследовать зависимость планов выпуска только от непосредственно предшествующих им фактических изменений выпуска и спроса:

$$Q_t^* = f(Q_t, D_t).$$

Такая модель имела хорошее качество подгонки только в период 1993-1996 гг., затем наблюдаемый уровень значимости стал стабильно ниже 5%. Коэффициенты модели были положительны и статистически значимы в течение всего периода мониторинга показателей (1993-2001 гг.). При этом более сильное влияние платежеспособного спроса было зафиксировано только с октября 1996 г. по сентябрь 1998 г. В другие периоды предприятия в рамках такой "укороченной" двухфакторной экстраполяционной модели строили свои производственные планы в первую очередь на предшествующих изменениях выпуска.

Таким образом, исследование в рамках экстраполяционной модели влияния на планы выпуска фактических изменений производства и платежеспособного спроса показало, что во времена высокой бартеризации промышленные предприятия старались улавливать малейшее "дуновение" платежеспособного спроса, подобно тому, как парусники при штиле ловят хоть какой-нибудь ветерок. Но как только продажи за деньги становятся значительными и стабильными (ветер крепчает), необходимость в безоглядном следовании за спросом снижается, и во внимание все больше принимается динамика собственного производства (корабль начинает двигаться по своему курсу). Но сам спрос отнюдь не отбрасывается, его предшествующие изменения имеют положительное и статистически значимое влияние на производственные планы. Просто это влияние слабее влияния аналогичных изменений выпуска.

Особый интерес, по нашему мнению, представляет изучение в рамках экстраполяционной модели влияния на планы выпуска фактических изменений основных видов спроса на промышленную продукцию. Динамика платежеспособного спроса отслеживается опросами с апреля 1994 г., динамика бартера - с августа 1998 г., динамика векселей, зачетов и пр. - с февраля 2000 г. Это обстоятельство позволяет исследовать влияние двух видов спроса в течение наиболее длительного периода времени, влияние всех трех видов спроса на планы выпуска может быть изучено лишь в течение двух последних лет.

Как показали оценки логлинейных моделей, из трех видов спроса приоритетное влияние на производственные планы российских промышленных предприятий имеет платежеспособный спрос. Первая модель с участием только платежеспособного спроса и бартера:

$$Q_t^* = f(D_t, D_{t-1}, B_t, B_{t-1})$$

имела очень высокое и стабильное качество подгонки (величина отношения правдоподобия имела максимальные значения). Коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы только для самых близких (к моменту формирования планов) изменений платежеспособного спроса. Предшествующие изменения этого спроса имели иногда отрицательные коэффициенты и были статистически значимы менее чем в половине случаев. У бартерного спроса отрицательные коэффициенты встречались чаще, а статистическая значимость коэффициентов - реже. Соотношение коэффициентов платежеспо-

собного и бартерного спроса также свидетельствовало в пользу того, что планы выпуска предприятий, скорее всего, определялись предшествующими изменениями денежных продаж, а не товарообменных операций (см. рис.3).

Рис.3



Статистическая незначимость коэффициентов у более "отдаленных" изменений спросов показывает, что эти факторы могут быть исключены из модели. Тогда мы получаем модель, в которой производственные планы предприятий определяются только непосредственно предшествующими изменениями двух видов спроса. Качество подгонки такой модели оказалось столь же высоким что и предыдущей. Наблюдаемый уровень значимости сохранил максимальные значения. Коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы только для платежеспособного спроса. Бартерный спрос имел положительные коэффициенты, которые со временем утрачивали статистическую значимость. Преимущественное влияние на производственные планы платежеспособного спроса сохранилось.

Следующим шагом анализа станет исследование модели, в которой предполагается формирование производственные планы предприятий под влиянием всех трех видов спроса (платежеспособного, бартерного, векселей и зачетов). Качество подгонки этой модели оказалось очень высоким, наблюдаемый уровень значимости практически не опускался ниже 0.9 (см. табл.5). Коэффициенты модели были всегда положительны и всегда статистически значимы опять только для платежеспособного спроса. Коэффициенты других видов спроса имели иногда отрицательные знаки и, как правило, были статистически незначимы. Таким образом, и в этом случае мы можем говорить о том, что планы предприятий формируются в большей степени под влиянием предыдущих фактических изменений платежеспособного спроса.

Таблица 5. Характеристики влияния фактических изменений платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на планы выпуска предприятий

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели					
				платежеспособный спрос		бартерный спрос		прочие неденежные виды спрос	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE
2/00	27.9763	49	0.9932	0.7395	0.1525	0.0427	0.153	0.3444	0.158
3/00	38.4900	49	0.8599	0.832	0.1223	0.2956	0.133	0.0642	0.1425
4/00	33.0234	49	0.9611	0.6051	0.121	0.1499	0.143	0.014	0.1632
5/00	50.3606	49	0.4194	0.7599	0.1249	-0.1521	0.155	-0.0971	0.1563
6/00	22.3513	49	0.9996	0.6651	0.1238	0.1073	0.148	0.0933	0.1638
7/00	26.3302	49	0.9967	0.5721	0.1244	-0.0033	0.133	0.0148	0.1618
8/00	32.9953	49	0.9614	0.7924	0.1327	-0.3037	0.164	0.2038	0.1907
9/00	28.2704	49	0.9923	0.6349	0.1266	0.0295	0.147	0.0452	0.1549
10/00	28.1549	49	0.9927	0.7092	0.1372	0.0918	0.171	0.3978	0.1857
11/00	51.4496	49	0.3781	0.4758	0.1048	-0.0423	0.145	0.1961	0.1622
12/00	21.0080	49	0.9998	0.2882	0.1097	0.0069	0.166	0.2277	0.1849
1/01	28.4928	49	0.9916	0.5864	0.1276	0.0293	0.164	0.1179	0.1677
2/01	20.4386	49	0.9999	0.4718	0.1187	-0.0177	0.169	0.4042	0.1989
3/01	39.2593	49	0.8388	0.9471	0.1293	-0.0289	0.157	0.0350	0.1780
4/01	21.1968	49	0.9998	0.6826	0.113	0.0498	0.149	0.0988	0.1473
5/01	29.1648	49	0.9891	0.6912	0.123	-0.3417	0.189	0.5066	0.2093
6/01	25.4671	49	0.9978	0.416	0.1129	-0.0182	0.153	0.3493	0.1715
7/01	28.3760	49	0.9920	0.2864	0.1171	-0.1941	0.16	0.5136	0.1817
8/01	32.2898	49	0.9686	0.5843	0.1163	0.033	0.152	0.0315	0.1864
9/01	48.3865	49	0.4979	0.5026	0.1306	-0.1168	0.181	0.3369	0.1825
10/01	55.5217	49	0.2425	0.9845	0.1467	-0.0657	0.195	0.3073	0.1890
11/01	35.2004	49	0.9309	0.424	0.1158	0.0100	0.152	0.0971	0.1586
12/01	22.4471	49	0.9996	0.4958	0.1469	0.0262	0.244	0.0464	0.2582

Примечание. В таблице приведены: G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с планами выпуска, и стандартные ошибки (SE).

Добавим теперь к предыдущей модели в качестве независимой переменной фактические изменения выпуска, непосредственно предшествующие формированию планов выпуска. Теперь экстраполяционная модель предполагает, что производственные планы определяются предшествующими фактическими изменениями четырех факторов: трех видов спроса и выпуска:

$$Q_t^* = f(Q_t, D_t, B_t, N_t)$$

Качество подгонки логлинейной модели сохранилось высоким (см. табл.6). Всегда статистически значимыми и положительными оказались коэффициенты модели только для предыдущих изменений выпуска. Платежеспособный спрос имел положительные и сначала значимые коэффициенты. Но в конце 2000 г. коэффициенты становятся статистически незначимыми, а в 2001 г. такая ситуация встречается уже в половине случаев. Таким образом,

платежеспособный спрос с течением времени (по мере все более продолжительного роста) все меньше принимается предприятиями во внимание.

Таблица 6. Характеристики влияния фактических изменений выпуска, платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на планы выпуска предприятий

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели							
				выпуск		платежеспособный спрос		бартерный спрос		прочие неденежные виды спрос	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE	β	SE
2/00	48.3662	156	1.0000	0.7886	0.1562	0.4747	0.1813	0.0454	0.1710	0.2585	0.1783
3/00	60.9567	156	1.0000	0.7599	0.1144	0.4517	0.1444	0.2599	0.1516	-0.0127	0.1643
4/00	96.8502	156	0.9999	0.6159	0.1022	0.3592	0.1376	0.0378	0.1558	0.0575	0.1626
5/00	94.1006	156	1.0000	0.7301	0.1165	0.4119	0.1330	-0.1450	0.1652	-0.0426	0.1734
6/00	77.5933	156	1.0000	0.4470	0.1067	0.4072	0.1302	0.0887	0.1537	0.1845	0.1766
7/00	81.5681	156	1.0000	0.4530	0.1211	0.3776	0.1521	0.0114	0.1480	0.1252	0.1895
8/00	54.4097	156	1.0000	0.5323	0.1286	0.4511	0.1475	-0.2513	0.1742	0.2620	0.1901
9/00	63.5695	156	1.0000	0.7774	0.1220	0.3048	0.1452	0.1570	0.1745	0.0503	0.1935
10/00	51.6029	156	1.0000	0.8642	0.1309	0.3841	0.1611	0.1410	0.1887	0.2757	0.2115
11/00	82.8972	156	1.0000	0.5434	0.1042	0.1896	0.1183	-0.0715	0.1513	0.2877	0.1711
12/00	73.9619	156	1.0000	0.3177	0.1077	0.1216	0.1264	0.0066	0.1795	0.3092	0.2004
1/01	72.8045	156	1.0000	0.5149	0.1262	0.4200	0.1474	0.0317	0.1903	0.1923	0.2033
2/01	56.1644	156	1.0000	0.5343	0.1134	0.1560	0.1384	0.0004	0.2005	0.4574	0.2234
3/01	71.6696	156	1.0000	0.6851	0.1224	0.5781	0.1498	-0.0304	0.1879	0.1432	0.2182
4/01	60.9155	156	1.0000	0.6426	0.1092	0.4900	0.1321	0.1988	0.1780	0.0346	0.1700
5/01	64.1382	156	1.0000	0.3248	0.1249	0.5276	0.1485	-0.1926	0.1973	0.4115	0.2205
6/01	62.8484	156	1.0000	0.2389	0.1040	0.2431	0.1169	0.0932	0.1593	0.5391	0.1913
7/01	58.7406	156	1.0000	0.5606	0.1157	0.2093	0.1418	0.0112	0.1779	0.4077	0.2093
8/01	67.9024	156	1.0000	0.7531	0.1225	0.2456	0.1410	0.0713	0.1706	0.1268	0.2076
9/01	79.7498	156	1.0000	0.7074	0.1156	0.2171	0.1533	0.2525	0.2058	0.0065	0.2166
10/01	83.8707	156	1.0000	0.6032	0.1328	0.7405	0.1726	0.1876	0.2442	0.1821	0.2446
11/01	74.5230	156	1.0000	0.4712	0.1108	0.2037	0.1312	0.0907	0.1558	0.0084	0.1748
12/01	45.9997	156	1.0000	0.4330	0.1510	0.0921	0.1814	0.1710	0.2279	0.2274	0.2592

Примечание. В таблице приведены: G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с планами выпуска, и стандартные ошибки (SE).

Подводя итог исследованию экстраполяционных моделей формирования производственных планов, можно сделать следующие выводы. Во-первых, экстраполяционные модели вполне применимы для описания механизма формирования планов производства. Во-вторых, предпочтительными являются "короткие" модели, когда в качестве независимых переменных используются фактические изменения показателей, непосредственно предшествующие формированию планов (прогнозов). Более отдаленные фактические изменения, скорее всего, не влияют на планы. В-третьих, проверка простейших моделей формирования планов выпуска дает основания для первой положительной "оценки" поведения российских промышленных предприятий. Примерно в середине 90-х годов они начинают уходить от

планирования своего производства по принципу "от достигнутого уровня". В-четвертых, бартер оказывал влияние на планы предприятий до начала роста платежеспособного спроса (весна 1999 г.). В-пятых, векселя и зачеты были вновь "взяты на вооружение" при планировании выпуска осенью 2000 г., когда российская промышленность впервые после дефолта 1998 г. столкнулась со значительными сбытовыми проблемами. В-шестых, усложнение экстраполяционных моделей позволило получить более "сложные" выводы о поведении предприятий. Самое сильное влияние на планы выпуска платежеспособный спрос имел во времена самой высокой бартеризации, когда ситуация заставляла производителей предельно внимательно относиться к любым колебаниям продаж за деньги. С началом же роста продаж за деньги и постоянного увеличения их доли в обороте необходимость в жестком следовании за спросом снижается, и предприятия начинают просто пролонгировать свой предыдущий выпуск. В-седьмых, из трех видов спроса самым важным для предприятий является нормальный платежеспособный спрос. Ни бартер, ни векселя, ни зачеты не оказывали статистически значимого влияния на производственные планы российских промышленных предприятий.

4.2. Адаптивные модели формирования планов производства

Базовая адаптивная модель предполагает, что изменения выпуска определяются точностью реализации предыдущих прогнозов выпуска. Такая формулировка модели представляется нам более интересной для анализа переходных экономик по сравнению с упрощенной постановкой, не предполагающей взаимодействия независимых переменных. Поскольку мы предполагаем исследовать не только базовую адаптивную модель формирования планов выпуска, но и модели с включением различных видов спроса. В этом случае будут использоваться не только точности прогнозов каждого из трех наблюдаемых видов спроса, но и точности планов производства относительно последующих фактических изменений этих видов спроса. Тогда необходимо построить матрицу сопряженности прогнозов изменения выпуска в опросе $t-1$ Q_{t-1}^* и фактических изменений, например, платежеспособного спроса в следующем опросе t D_t :

		Q_{t-1}^*			
		+	=	-	
+	$\Phi(D_t, Q_{t-1}^*):$	D_t	2	1	1
=			3	2	1
-			3	3	2

Новая переменная $\Phi(D_t, Q_{t-1}^*)$ является трихотомической и может принимать следующие значения: (1) - фактические изменения спроса оказались лучше планов изменения выпуска; (2) - фактические изменения спроса совпали с планами выпуска; (3) - фактические изменения спроса оказались хуже планов изменения выпуска. При использовании в адаптивной модели такой "перекрестной" точности прогнозов производства относительно последующих фактических изменений спроса можно исследовать принципиально, на наш взгляд, важные зависимости спроса и выпуска и их влияние на процессы принятия решений. Остановимся более подробно на интерпретации новой переменной и ее возможном влиянии на формирование очередных прогнозов предприятий.

Адаптивная модель предполагает, что точность предыдущих прогнозов положительно связана с формированием прогнозов на следующем шаге. Тогда в ситуации, когда фактические изменения спроса оказались лучше предыдущих планов изменения выпуска, предприятия должны, поверив этим фактическим изменениям и в стремлении "добрать" неудовлетворенный или упущенный спрос, планировать рост выпуска и таким образом адаптироваться к фактическим изменениям спроса на свою продукцию. Если же фактические изменения спроса оказались хуже планировавшихся изменений производства, то адаптация предприятий должна состоять в снижении выпуска. В том же случае, когда планы производства совпали с изменениями спроса, то предприятия не должны изменять объемы производства, т.е. планировать сохранение прежних объемов выпуска. Подобная модель, на наш взгляд, более интересна для анализа переходных экономик, характеризующихся резким свертыванием спроса и попытками предприятий сохранить прежние объемы производства. Такое сочетание приводит к избыточному выпуску, росту запасов готовой продукции и поиску альтернативных (неденежных) каналов сбыта. Использование традиционной адаптивной модели формирования планов производства (сформулированной западными исследователями для западных экономик) предполагает, скорее всего, что и фактические изменения, и планы производства более или менее адекватны ситуации на рынке, и производителю надо лишь учесть эту динамику при формировании своих очередных планов. Такая постановка представляется далекой от действительности российской экономики 90-х годов XX века.

Наличие в составе показателей конъюнктурных опросов динамики сразу трех видов спроса еще больше, на наш взгляд, расширяет аналитические возможности адаптивной модели формирования планов производства. В этом случае можно рассмотреть влияние на планы предприятий сразу трех видов спроса в течение уникального периода, когда в России происходил переход от бартерной экономики к денежной.

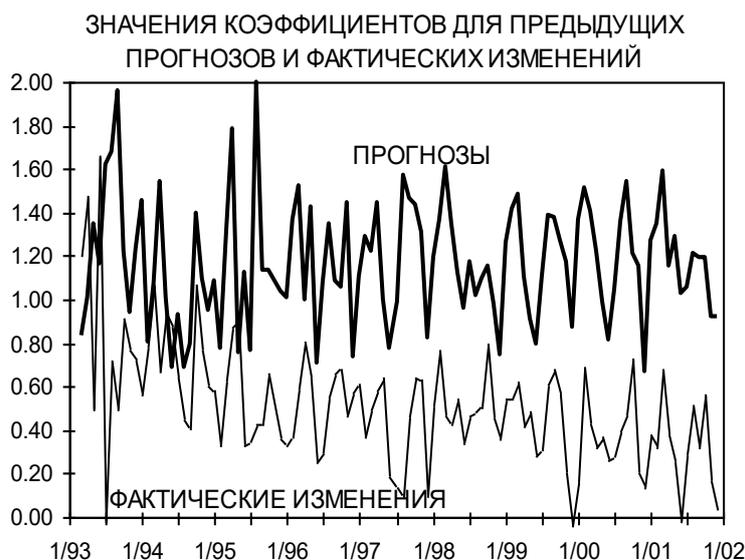
Анализ адаптивных моделей формирования производственных планов начнем с базовой модели, в которой планы определяются точностью реализации предыдущих планов изменения производства:

$$Q_t^* = f(\Phi(Q_t, Q_{t-1}^*)),$$

где Q_t^* - ожидаемые изменения производства, зарегистрированные в момент (опрос) t ; Q_t - фактические изменения производства, зарегистрированные в момент (опрос) t ; Q_{t-1}^* - ожидаемые изменения производства, зарегистрированные в момент (опрос) $t-1$; $\Phi(Q_t, Q_{t-1}^*)$ - точность реализации ожидаемых изменений производства Q_{t-1}^* относительно фактических изменений производства Q_t .

Качество подгонки этой модели оказалось в подавляюще числе случаев хорошим: наблюдаемый уровень значимости очень редко опускался ниже пятипроцентного порога. Такие "провалы" были зарегистрированы в весной-летом 1995 и 1996 гг., а также в конце 1998 - начале 1999 г. А вот качество подгонки адаптивной модели в "мягкой" формулировке ($Q_t^* = f(Q_t, Q_{t-1}^*)$) оказалось не таким стабильным. В период 1993-1994 гг. оно было высоким и очень устойчивым; в 1995 г. - высоким, но неустойчивым; в дальнейшем мягкая адаптивная модель полностью перестала быть применима к формированию производственных планов российских промышленных предприятий.

Коэффициенты "жесткой" модели (с использованием показателя точности прогнозов выпуска относительно фактических изменений выпуска) имели отрицательные знаки в течение всего периода наблюдения (1993-2001 гг.). Это означает, что при лучших фактических изменениях по сравнению с предыдущими прогнозами российские промышленные предприятия были не склонны верить этим фактам и на следующем шаге корректировать свои прогнозы в лучшую сторону. Они предпочитали сохранять прежний пессимизм своих прогнозов. И, наоборот, при наличии худших по сравнению с прогнозом фактических изменений оптимизм очередных прогнозов не снижался. Такую интерпретацию подтверждают значения коэффициентов в "мягкой" адаптивной модели. Эти коэффициенты, наоборот, были все положительны. А значения коэффициентов для предыдущих прогнозов всегда и существенно превосходили значения коэффициентов для предыдущих фактических изменений выпуска - особенно с 1996 г. (см. рис.4).



Теперь рассмотрим адаптивные модели формирования производственных планов, где в качестве независимых переменных используются точности прогнозов основных видов спроса относительно последующих реализаций этих же видов спроса. Адаптивная модель с участием только точности платежеспособного спроса имела хорошее качество подгонки в течение всего периода наблюдения (1995-2001 гг.). Единственным продолжительным исключением стало начало 2000 г. Коэффициенты модели были отрицательны и очень редко статистически значимы. Т.о. гипотеза об адаптивном (только по платежеспособному спросу) формировании производственных планов в российской промышленности не подтверждается. Аналогичные результаты были получены и для других видов спроса: модели имели приемлемое качество подгонки, но отрицательные коэффициенты, которые очень редко были статистически значимы.

На следующем шаге исследования адаптивных моделей рассмотрим модель, где в качестве независимых переменных фигурируют точности всех трех видов спроса одновременно:

$$Q_t^* = f(\Phi(D_t, D_{t-1}^*), \Phi(B_t, B_{t-1}^*), \Phi(N_t, N_{t-1}^*)),$$

где Q_t^* - ожидаемые изменения производства, зарегистрированные в момент (опрос) t ; D_t, B_t, N_t - фактические изменения платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса соответственно, зарегистрированные в момент (опрос) t ; $D_{t-1}^*, B_{t-1}^*, N_{t-1}^*$ - ожидаемые изменения платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса соответственно, зарегистрированные в момент (опрос) $t-1$.

Такая модель имела высокое качество подгонки: наблюдаемый уровень значимости гарантированно превосходил 5% порог (см. табл.7). Коэффициенты модели были чаще положительны, чем отрицательны, особенно - для точностей бартерного и прочих неденежных

видов спроса. Но статистическая значимость коэффициентов была крайне низкой: 2-3 раза для каждого из видов спроса за два года мониторинга. И в этом случае не удалось получить надежных статистических аргументов в пользу адаптивного (по всем видам спроса) формирования планов выпуска в российской промышленности.

Таблица 7. Характеристики влияния точностей прогнозов платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на производственные планы предприятий

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для точностей прогнозов					
				платежеспособного спроса		бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE
2/00	43.827	49	0.6823	0.2043	0.1281	0.1636	0.1446	0.1229	0.1510
3/00	45.199	49	0.6280	0.3184	0.1123	0.1261	0.1374	-0.0296	0.1438
4/00	46.058	49	0.5931	0.0273	0.0970	0.0381	0.1234	0.1562	0.1306
5/00	59.101	49	0.1529	0.0678	0.1159	0.1137	0.1247	-0.0121	0.1467
6/00	36.586	49	0.9049	0.1456	0.1050	0.1943	0.1277	0.0430	0.1355
7/00	43.827	49	0.6823	0.0778	0.1138	0.1595	0.1462	0.1069	0.1667
8/00	30.335	49	0.9833	0.2227	0.1373	0.3052	0.1780	0.0619	0.1786
9/00	40.523	49	0.8004	-0.0113	0.1172	0.3944	0.1466	0.0466	0.1472
10/00	38.565	49	0.8580	-0.0030	0.1093	0.2140	0.1358	0.2721	0.1581
11/00	46.886	49	0.5593	0.1374	0.1105	0.0625	0.1402	0.1620	0.1469
12/00	38.135	49	0.8692	0.0665	0.1182	-0.0574	0.1775	0.3213	0.1859
1/01	32.61	49	0.9655	0.0723	0.1214	0.1508	0.1572	0.1518	0.1703
2/01	35.897	49	0.9185	-0.0770	0.1105	0.0186	0.1429	0.4275	0.1708
3/01	31.88	49	0.9723	0.0540	0.1038	0.3012	0.1486	-0.0468	0.1539
4/01	74.599	49	0.0107	0.1189	0.0987	0.0233	0.1334	0.2373	0.1328
5/01	49.981	49	0.4342	0.0770	0.1117	-0.1649	0.1554	0.4134	0.1558
6/01	46.475	49	0.5761	0.0020	0.1073	0.2565	0.1471	0.1449	0.1468
7/01	31.894	49	0.9722	0.0230	0.1163	0.0456	0.1453	0.4173	0.1613
8/01	54.263	49	0.2808	0.0621	0.1039	0.0644	0.1590	0.2582	0.1558
9/01	39.996	49	0.8169	-0.0031	0.1164	0.2303	0.1426	0.2446	0.1564
10/01	52.137	49	0.3529	0.4050	0.1362	0.2941	0.1614	-0.1061	0.1655
11/01	39.436	49	0.8337	-0.0691	0.1122	0.3663	0.1447	0.2585	0.1521
12/01	34.742	49	0.9383	-0.0167	0.1389	0.1898	0.2184	0.1709	0.2397

Примечание. В таблице приведены: G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с производственными планами, и стандартные ошибки (SE).

Введем в предыдущую модель точность прогнозирования (точнее - планирования) еще одного показателя - объемов производства. Тогда у нас получится модель, которая предполагает, что очередные прогнозы выпуска формируются в зависимости от точности четырех показателей (трех видов спроса и выпуска):

$$Q_t^* = f(\Phi(Q_t, Q_{t-1}^*), \Phi(D_t, D_{t-1}^*), \Phi(B_t, B_{t-1}^*), \Phi(N_t, N_{t-1}^*)).$$

Рассматриваемая модель также имела высокое качество подгонки: наблюдаемый уровень значимости всегда был максимальным. Коэффициенты модели были всегда положительны для трех видов спроса и почти всегда для точности предыдущих планов производства. Однако статистически значимым оказалось влияние точности прогнозов бартерного и прочих неденежных видов спроса, точности других показателей не учитывались адаптивным образом при планировании выпуска на очередной период (см. табл.8).

Таблица 8. Характеристики влияния точностей прогнозов выпуска, платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на производственные планы предприятий

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели							
				$\Phi(Q_t, Q^*_{t-1})$		$\Phi(D_t, D^*_{t-1})$		$\Phi(B_t, B^*_{t-1})$		$\Phi(N_t, N^*_{t-1})$	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE	β	SE
2/00	194.58	228	1.0000	0.1023	0.1120	0.2312	0.1304	0.2474	0.1347	0.4101	0.1385
3/00	208.37	228	1.0000	0.1397	0.1087	0.2126	0.1157	0.3833	0.1256	0.2050	0.1177
4/00	284.33	228	1.0000	0.0165	0.0932	0.0365	0.1000	0.2339	0.1072	0.3402	0.1093
5/00	274.8	228	1.0000	0.1675	0.0992	0.1375	0.1066	0.2848	0.1154	0.2261	0.1256
6/00	240.68	228	1.0000	0.1373	0.0991	0.1924	0.1033	0.3495	0.1191	0.3020	0.1227
7/00	280.96	228	1.0000	-0.0569	0.1004	0.2088	0.1188	0.2427	0.1218	0.5010	0.1341
8/00	216.76	228	1.0000	-0.0840	0.1146	0.2177	0.1271	0.4217	0.1427	0.3873	0.1465
9/00	208.57	228	1.0000	0.0330	0.1069	0.1019	0.1076	0.4709	0.1239	0.3721	0.1275
10/00	226.26	228	1.0000	0.0886	0.1013	0.0450	0.1062	0.2861	0.1234	0.5185	0.1424
11/00	222.24	228	1.0000	0.0058	0.0901	0.2653	0.1045	0.2216	0.1194	0.3669	0.1303
12/00	251.93	228	1.0000	0.0647	0.1088	0.2453	0.1222	0.2772	0.1324	0.4402	0.1455
1/01	257.64	228	1.0000	0.0515	0.1033	0.2062	0.1183	0.2452	0.1286	0.4178	0.1356
2/01	270.78	228	1.0000	-0.0352	0.1033	0.1398	0.1123	0.3256	0.1263	0.4148	0.1324
3/01	229.63	228	1.0000	0.0101	0.0961	0.2188	0.1129	0.4292	0.1314	0.3383	0.1244
4/01	242.77	228	1.0000	0.0791	0.0985	0.1806	0.1018	0.2972	0.1147	0.3577	0.1092
5/01	312.98	228	1.0000	0.0327	0.1043	0.1333	0.1136	0.1928	0.1190	0.5054	0.1211
6/01	252.88	228	1.0000	-0.2133	0.0993	0.1964	0.1091	0.5487	0.1297	0.3509	0.1212
7/01	200.69	228	1.0000	0.0310	0.1038	0.2432	0.1179	0.2845	0.1186	0.4541	0.1490
8/01	249.12	228	1.0000	0.0599	0.1025	0.1069	0.1112	0.2470	0.1286	0.4197	0.1381
9/01	231.01	228	1.0000	-0.0454	0.1001	0.1151	0.1161	0.5540	0.1428	0.3404	0.1397
10/01	237.68	228	1.0000	0.1756	0.1104	0.4493	0.1342	0.2478	0.1312	0.1980	0.1388
11/01	212.09	228	1.0000	-0.0414	0.0977	0.1683	0.1079	0.6023	0.1347	0.3922	0.1318
12/01	179.59	228	1.0000	0.2244	0.1289	0.1660	0.1374	0.4399	0.1749	0.2257	0.1652

Примечание. В таблице приведены: G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с производственными планами, и стандартные ошибки (SE).

Такая ситуация выглядит не очень логичной, поскольку оба статистически значимых показателя становятся после дефолта все менее значимыми для российских промышленных предприятий. Суммарная доля этих видов спроса упала в 2001 г. до 25-20%. Более того, предприятия стараются удерживаться от увеличения объемов таких сделок даже во времена, когда денежный спрос не растет или снижается. Но, возможно, в этом сочетании и

следует искать объяснение. Если нежелательные явления имеют фактическую тенденцию к сокращению, то почему бы не следовать (не учитывать) этой тенденции и в своих действиях (планах выпуска). Возможно, поэтому в такой адаптивной модели и было получено статистически значимое влияние на планы выпуска точностей предыдущих прогнозов "нежелательных" показателей. С другими индикаторами (платежеспособный спрос и выпуск) ситуация иная. Объемы этих показателей (продаж и производства) до сих пор считаются в российской промышленности недостаточными. Об этом явно свидетельствуют оценки предприятиями объемов платежеспособного спроса и производства по шкале "выше нормы", "нормальный", "ниже нормы" (см. рис.5).

Рис.5



В промышленности всегда и устойчиво преобладали ответы "ниже нормы" при оценке этих показателей. Промышленный рост 1999-2001 гг. не внес принципиальных изменений в соотношение оценок. Конечно, сейчас стало больше ответов "нормальный". В целом по промышленности доля таких ответов составляет 40%. Но остальные (т.е. большинство) считают и спрос, и выпуск недостаточными. По этой же причине, вероятно, прогнозы предприятий выпуска и продаж всегда оптимистичнее фактических изменений этих показателей. В такой ситуации корректировать свои очередные планы выпуска с учетом отклонений факта от предыдущих планов российским предприятиям сложно. Желаемое все еще довлеет над действительным.

Продолжим исследование адаптивных моделей формирования производственных планов с использованием точностей реализации предыдущих планов относительно фактических изменений основных видов спроса: платежеспособного, бартерного и прочих недежных. Сначала рассмотрим модель, в которой очередные прогнозы выпуска определяются только точностью относительно платежеспособного спроса:

$$Q_t^* = f(\Phi(D_t, Q_{t-1}^*)),$$

где Q_t^* - ожидаемые изменения производства, зарегистрированные в момент (опрос) t ; D_t - фактические изменения платежеспособного спроса, зарегистрированные в момент (опрос) t ; Q_{t-1}^* - планы изменения выпуска, зарегистрированные в момент (опрос) $t-1$, $\Phi(D_t, Q_{t-1}^*)$ - точность реализации ожидаемых изменений производства Q_{t-1}^* относительно фактических изменений платежеспособного спроса D_t . Такая модель имела приемлемое, но не стабильное качество подгонки в 1993-1996 гг., затем наблюдаемый уровень значимости стал все реже превышать 5% порог (как правило, не более 4 раз в год) и не слишком сильно. Коэффициент модели, оценивающий линейную связь рангов, всегда был отрицательным, а статистически значимым - с конца 1995 г. Таким образом, предположение о том, что предприятия учитывают отклонения своих предыдущих планов выпуска от фактических изменений спроса, пока не получило статистических аргументов.

Аналогичные результаты получены при тестировании модели с включением только точности планов выпуска относительно фактических изменений бартерного спроса. Такая модель в течение всего периода наблюдения за динамикой бартера (1998-2001 гг.) не подходит для описания формирования производственных планов предприятий. Наблюдаемый уровень значимости был нулевым. А коэффициенты модели - значимо отрицательными.

Почти столь же неподходящей была и адаптивная модель, использующая в качестве независимой переменной точность планов выпуска относительно динамики прочих видов спроса. Она имела приемлемое качество подгонки лишь в конце 2000 г. - начале 2001 г. и всегда - отрицательные коэффициенты, которые были статистически значимы.

Адаптивная модель с использованием точностей реализации предыдущих планов выпуска относительно всех трех видов спроса

$$Q_t^* = f(\Phi(D_t, Q_{t-1}^*), \Phi(B_t, Q_{t-1}^*), \Phi(N_t, Q_{t-1}^*))$$

не обеспечила хорошее качество подгонки (наблюдаемый уровень значимости был нулевым), но имела "желаемые" - для нормальной экономики - коэффициенты. Они были положительны и в половине случаев статистически значимы для точности платежеспособного спроса; отрицательны и редко значимы - для неденежных видов спроса (бартер, векселя, зачеты). Иными словами, при выработке следующих планов выпуска российские предприятия скорее учитывают отклонения предыдущих планов от платежеспособного спроса, чем от неденежных видов спроса.

Добавление в предыдущую модель точности планов выпуска относительно последующих фактических изменений производства позволило несколько улучшить качество подгонки модели (см. табл.9). Положительные коэффициенты имела лишь новая независимая переменная - точность предыдущих планов выпуска. Эти коэффициенты были и статистически значимы в течение всего периода наблюдения. Влияние точности относительно платежеспособного спроса стало положительным лишь в половине случаев и еще реже - стати-

стически значимым. Больше положительных коэффициентов появилось у точности относительно бартерного спроса, но статистически значимых стало меньше. Точность относительно прочих неденежных видов спроса сохранила отрицательные коэффициенты, среди которых стало больше статистически значимых.

Таблица 9. Характеристики влияния точностей предыдущих планов выпуска относительно последующих фактических изменений выпуска, платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на производственные планы предприятий

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели							
				$\Phi(Q_t, Q^*_{t-1})$		$\Phi(D_t, Q^*_{t-1})$		$\Phi(B_t, Q^*_{t-1})$		$\Phi(N_t, Q^*_{t-1})$	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE	β	SE
2/00	158.86	156	0.4212	0.5332	0.1549	0.2092	0.1500	-0.1369	0.1407	-0.2093	0.1561
3/00	263.42	156	0.0000	0.6758	0.1071	0.0373	0.1144	0.0406	0.1252	-0.5011	0.1475
4/00	212.75	156	0.0017	0.7929	0.1135	-0.0551	0.1185	-0.1732	0.1446	-0.3385	0.1611
5/00	194.93	156	0.0187	0.7591	0.1249	0.0367	0.1278	-0.1109	0.1570	-0.4689	0.1646
6/00	158.09	156	0.4382	0.4332	0.1114	0.1107	0.1249	-0.1406	0.1482	-0.1479	0.1618
7/00	200.16	156	0.0098	0.5138	0.1333	-0.0277	0.1541	0.1891	0.1713	-0.3867	0.1807
8/00	198.44	156	0.0122	0.2805	0.1285	0.2364	0.1359	0.1155	0.1608	-0.3687	0.1842
9/00	202.79	156	0.0070	0.7163	0.1399	-0.1484	0.1256	0.3504	0.1670	-0.6379	0.1750
10/00	198.20	156	0.0126	0.7216	0.1236	-0.1849	0.1214	-0.1213	0.1348	-0.1406	0.1445
11/00	236.39	156	0.0000	0.5356	0.1097	-0.0425	0.1122	-0.0096	0.1402	-0.3404	0.1499
12/00	103.99	156	0.9995	0.3128	0.1214	0.0066	0.1393	0.0340	0.2022	-0.1647	0.2121
1/01	128.75	156	0.9457	0.6821	0.1319	-0.0114	0.1422	-0.4669	0.1846	-0.0661	0.1872
2/01	146.05	156	0.7046	0.5573	0.1182	-0.2186	0.1296	-0.4144	0.1846	0.1733	0.1964
3/01	211.24	156	0.0021	0.5491	0.1302	0.3538	0.1400	-0.3296	0.1750	-0.2999	0.1806
4/01	168.62	156	0.2317	0.8151	0.1221	-0.0642	0.1201	-0.2711	0.1443	-0.2371	0.1441
5/01	165.01	156	0.2951	0.4745	0.1290	0.0682	0.1278	-0.2749	0.1691	-0.0908	0.1717
6/01	192.95	156	0.0237	0.2191	0.1166	0.0394	0.1225	-0.0122	0.1641	-0.0284	0.1721
7/01	173.38	156	0.1618	0.6276	0.1191	-0.2042	0.1211	-0.0277	0.1422	-0.1938	0.1732
8/01	189.44	156	0.0352	0.7930	0.1333	-0.0734	0.1359	0.1231	0.1678	-0.6453	0.1964
9/01	204.62	156	0.0054	0.8107	0.1294	-0.3738	0.1458	-0.1393	0.1768	-0.1671	0.1967
10/01	181.22	156	0.0815	0.4924	0.1172	0.3646	0.1429	-0.3119	0.1891	-0.2897	0.2001
11/01	164.76	156	0.2999	0.5682	0.1213	-0.0113	0.1202	0.0291	0.1433	-0.3554	0.1536
12/01	107.78	156	0.9988	0.3913	0.1509	0.0522	0.1704	-0.2752	0.2415	0.1866	0.2618

Примечание. В таблице приведены: G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с производственными планами, и стандартные ошибки (SE).

Подводя итог исследованию адаптивных моделей для описания планов формирования производственных планов, можно следующие выводы. Во-первых, такой тип формирования планов, скорее всего, не характерен для российских промышленных предприятий. Во-вторых, использование в адаптивных моделях спросовых переменных значительно расширило аналитические возможности, но также не дало устойчивых и логичных результатов. В-третьих, отрицательные коэффициенты моделей показывают, что предприятия, вероятно,

не склонны верить отклонениям фактических изменений показателей и корректировать с учетом этого свои очередные планы выпуска. Они предпочитают сохранять прежнее направление своих намерений. "Мягкие" постановки адаптивных моделей подтвердили этот тезис: влияние на очередные планы предыдущих намерений всегда и существенно превосходило влияние фактических изменений выпуска. В-четвертых, точности прогнозов всех видов спроса не оказывали значимого влияния на производственные планы предприятий. В-пятых, самой удачной оказалась адаптивная модель с включением точностей прогнозов всех факторов в состав независимых переменных. При этом значимое положительное влияние на производственные планы имели только неденежные виды спроса. Это объясняется тем, что в период оценки модели фактические изменения неденежных видов спроса имели желаемую для предприятий динамику, что и делало возможным ее учет при выработке следующих планов. А недостаточные объемы денежного спроса и выпуска не позволяли российским предприятиям адекватно учитывать их изменения при выработке очередных планов.

4.3. Обучения-на-ошибках модели формирования планов производства

Модели обучения на ошибках предполагают, что изменения прогноза между двумя соседними опросами зависят от точности реализации прогноза в первом из опросов. В отличие от адаптивных моделей модели обучения на ошибках представляются более интересными в силу того обстоятельства, что в них в качестве зависимой переменной используются изменения прогнозов между двумя соседними опросами. В этих моделях используются обе производные переменные, введенные ранее: точность прогноза и изменение прогноза за два соседних опроса. Повторим, что переменная, характеризующая точность прогноза, может принимать значения: 1 – если фактические значения оказались лучше прогнозов, 2 – если прогноз совпал с фактом, 3 – если фактические значения оказались хуже прогнозов. Вторая переменная, описывающая изменение прогнозов за два соседних опроса, также трихотомическая: 1 – если прогноз стал более оптимистичным, 2 – если прогноз не изменился, 3 – если прогноз стал более пессимистичным. Если справедливо предположение о том, что формирование прогнозов носит характер обучения на ошибках, то при лучших фактических изменениях по сравнению с предыдущими прогнозами очередные прогнозы должны быть пересмотрены в сторону улучшения. При обратной ситуации (прогноз оказался хуже факта) предприятия должны изменить прогнозы в сторону снижения (ухудшения). Тогда коэффициент логлинейной модели с использованием порядковых данных конъюнктурных опросов должны быть положительны.

Кроме базовой модели формирования производственных планов будут исследованы и комбинированные модели, в которых в качестве независимых переменных фигурируют точности прогнозов производства относительно последующих фактических изменений различных видов спроса. Другое возможное направление развития таких моделей - использование в качестве независимых переменных "чистых" точностей прогнозов трех видов спроса, т.е. точностей относительно фактических реализаций того же показателя.

Начнем исследование моделей обучения на ошибках с базовой модели формирования (точнее - изменения) производственных планов:

$$\Delta(Q_t^*, Q_{t-1}^*) = f(\Phi(Q_t, Q_{t-1}^*)).$$

где $\Delta(Q_t^*, Q_{t-1}^*)$ - изменение направления производственных планов, зарегистрированных между двумя моментами (опросами) t и $t-1$; $\Phi(Q_t, Q_{t-1}^*)$ - точность реализации первого из двух планов изменения производства Q_{t-1}^* относительно фактических изменений производства Q_t .

Эта модель обучения на ошибках достаточно хорошо и стабильно описывала изменения прогнозов выпуска в течение 1993-1996 гг. Затем качество подгонки модели стало ухудшаться: она все реже имела допустимые значения отношения правдоподобия, а с 1999 г. перестала быть приемлемой. Правда, в 2001 г. было зафиксировано три случая, когда величина отношения правдоподобия свидетельствовала о невозможности отвергнуть гипотезу об изменении соседних производственных планов под влиянием точности реализации первых из них. Однако наблюдаемый уровень значимости не слишком сильно превосходил порог 5%, чтобы можно было уверенно говорить о возврате российских промышленных предприятий к подобному принципу пересмотра своих планов. Коэффициенты модели были положительны и статистически значимы в течение всего периода мониторинга. Таким образом, предприятия последние годы, скорее всего, перестают учитывать точность прогнозов производства при корректировке своих дальнейших планов. Вместе с тем, проверка гипотезы о независимости изменения планов от точности реализации первых из них показала, что это предположение не может быть принято. Наблюдаемый уровень значимости отношения правдоподобия логлинейной модели без линейного взаимодействия факторов во всех случаях был нулевым. А сравнение качества подгонки двух моделей показало обоснованность усложнения модели за счет линейного взаимодействия. Однако простого линейного взаимодействия последние годы стало недостаточно.

На следующем шаге анализа проверим гипотезы о зависимости пересмотра производственных планов от точности их реализации относительно фактических изменений трех отслеживаемых видов спроса по отдельности. Зависимость от точности относительно платежеспособного спроса имеет вид:

$$\Delta(Q_t^*, Q_{t-1}^*) = f(\Phi(D_t, Q_{t-1}^*)).$$

$\Phi(D_t, Q_{t-1}^*)$ - точность реализации первых из двух планов изменения производства Q_t^* , относительно фактических изменений платежеспособного спроса D_t . Использование этой модели не может быть отвергнуто при описании механизма пересмотра планов производства в течение всего периода наблюдения за входящими в модель исходными признаками (1995-2001 гг.). Вместе с тем, качество подгонки этой модели не всегда было стабильным. Провалы наблюдаемого уровня значимости ниже порог 5% были зарегистрированы в конце 1998 г. - начале 1999 г. Вероятно, резкие и неожиданные изменения динамики продаж внесли тогда некоторую сумятицу в принципы формирования производственных планов в российской промышленности. Затем ситуация нормализовалась, и точность планов производства относительно продаж продукции за деньги стала по-прежнему учитываться при корректировке очередных планов выпуска.

Рассмотрим теперь модель, в которой изменение прогнозов выпуска может зависеть от двух точностей: от точности планов производства относительно последующих фактических изменений выпуска и точности относительно последующих изменений платежеспособного спроса:

$$\Delta(Q_t^*, Q_{t-1}^*) = f(\Phi(Q_t, Q_{t-1}^*), \Phi(D_t, Q_{t-1}^*)).$$

Такая модель имела приемлемое качество подгонки до конца 1997 г. В 1998 г. величина отношения правдоподобия чаще стала быть слишком большой, чтобы не отвергнуть проверяемую модель для описания механизма изменения планов выпуска. В 1999 г. основания для того, чтобы не принимать эту модель стало еще больше. Но в 2000 г. и особенно в 2001 г. ситуация стала исправляться: наблюдаемый уровень значимости стал чаще превышать порог 5%. Правда, превышение это оказывалось не таким большим как в 1993-1994 гг. Коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы (кроме одного исключения). Этим исключением оказался 1994 г., когда коэффициенты точности относительно реализаций выпуска были статистически незначимы. Интересным оказалось соотношение коэффициентов модели. Точность планов выпуска относительно последующих реализаций спроса в подавляющем числе случаев оказывала более сильное влияние на пересмотр планов производства. Этот вывод свидетельствует в пользу "рыночности" мышления руководителей промышленных предприятий, для которых соответствие планов выпуска и изменений спроса является более сильным аргументом для пересмотра своих планов, нежели соответствие планов выпуска и их фактических изменений.

Влияние бартера на механизм пересмотра производственных планов предприятий можно исследовать при помощи модели, в которой в качестве независимой переменной используются точности планов выпуска относительно фактических изменений бартерного спроса:

$$\Delta(Q_t^*, Q_{t-1}^*) = f(\Phi(B_t, Q_{t-1}^*)).$$

$\Phi(B_t, Q_{t-1}^*)$ - точность реализации первых из двух планов изменения производства Q_t^* относительно фактических изменений бартерного спроса B_t . Такая модель также имела хорошее качество подгонки и всегда положительные и статистически значимые коэффициенты. Таким образом, точность планов выпуска относительно бартера также учитывалась предприятиями при пересмотре своих планов. Добавление в эту модель еще и традиционной точности относительно самого выпуска дало интересные результаты. Во-первых, стабильным и высоким качеством подгонки этой модели было с июля по октябрь 1998 г., когда бартер еще был важен для российской промышленности, а доля нормальных продаж еще не стал существенной. Во-вторых, затем до конца 2000 г. отклонение модели от эмпирических значений становится неприемлемо большим, и только в конце этого года (когда опросы зарегистрировали первый в последефолтный период абсолютный спад продаж за деньги) рассматриваемая модель опять не может быть отвергнута. В 2001 г. наша модель начинает "работать" в мае и в конце года, когда в российской промышленности опять возникают проблемы с платежеспособным спросом. Все коэффициенты модели были всегда положительны и всегда статистически значимы. При этом значение коэффициентов точности по бартеру было чаще выше, чем значение коэффициентов точности по выпуску. Конечно, бартер сложно назвать "хорошим" фактором для определения производственных планов, но все же этот ориентир лучше фактической динамики выпуска.

Аналогичная ситуация сложилась и при использовании в качестве независимой переменной точности планов выпуска относительно прочих неденежных видов спроса (векселя, зачеты и пр.):

$$\Delta(Q_t^*, Q_{t-1}^*) = f(\Phi(N_t, Q_{t-1}^*)).$$

где $\Phi(N_t, Q_{t-1}^*)$ - точность реализации первых из двух планов изменения производства Q_{t-1}^* относительно фактических изменений прочих неденежных видов спроса N_t . Подобная модель была оценена только для 2000-2001 гг., поскольку мониторинг этого вида спроса начался с 2000 г. Качество подгонки модели было высоким и стабильным в 2000 г. и нестабильным в 2001 г. Коэффициенты модели были положительными и статистически значимыми в течение всего времени. Таким образом, гипотеза о том, что отклонения планов выпуска от фактических изменений объемов вексельных и зачетных сделок учитываются предприятиями при корректировке планов производства, не может быть отвергнута. Расширение состава независимых переменных за счет точности планов выпуска относительно фактического изменения выпуска привело к тому, что качество подгонки модели стало допустимым только в конце 2000 г. - начале 2001 г. Коэффициенты модели были по-прежнему положительны и статистически значимы в течение всего времени наблюдения. Как и в случае с другими видами спроса, влияние точности планов производства относительно фактического изменения рассматриваемого вида спроса на изменение планов выпуска было выше.

Исследование простых моделей обучения на ошибках с перекрестными точностями планов выпуска относительно фактических изменений спроса показало, что предприятия учитывают должным образом все виды спроса при корректировке своих планов выпуска. И учитывают отклонения от спросов сильнее, чем отклонения от фактического выпуска. Теперь закономерно поставить вопрос о том, какой вид спроса (отклонения от какого вида спроса) сильнее влияет на изменения планов выпуска российских промышленных предприятий. Ответ на такой вопрос можно получить, исследовав модель, где в качестве независимых переменных используются одновременно точности относительно всех трех видов спроса:

$$\Delta(Q_t^*, Q_{t-1}^*) = f(\Phi(D_t, Q_{t-1}^*), \Phi(B_t, Q_{t-1}^*), \Phi(N_t, Q_{t-1}^*)).$$

Поскольку одновременный мониторинг трех видов спроса велся только в течение 2000-2001 гг., а платежеспособного и бартерного - с августа 1998 г., то мы исследуем сначала модель с точностями планов выпуска относительно последних двух видов спроса:

$$\Delta(Q_t^*, Q_{t-1}^*) = f(\Phi(D_t, Q_{t-1}^*), \Phi(B_t, Q_{t-1}^*)).$$

Качество подгонки такой модели было в большинстве случаев приемлемым, но не стабильным. Недопустимо большое расхождение эмпирических и модельных данных зарегистрировано в первой половине 2000 г. и начале 2001 г. Но тренд этого показателя свидетельствует о положительной динамике качества рассматриваемой модели. Коэффициенты модели были положительны и статистически значимы в течение всего периода. При этом точность прогнозов относительно платежеспособного спроса имела более сильное влияние на корректировку производственных планов, чем точность относительно бартера. И это преобладание было достаточно стабильным (см. рис.6).

Рис.6



Теперь рассмотрим модель с участием всех трех видов спроса. Качество ее подгонки было стабильно высоким в течение всего периода. Наблюдаемый уровень значимости не

опускался, как правило, ниже 0,9 (см. табл.10). Всегда положительны и статистически значимы были только коэффициенты для точности планов выпуска относительно платежеспособного выпуска. Коэффициенты для бартерного спроса были положительны почти во всех случаях и статистически незначимы. Коэффициенты для прочих видов неденежного спроса были всегда положительны и статистически значимы в половине случаев. Таким образом, бартер, скорее всего, имеет самое слабое воздействие на корректировку производственных планов предприятий в последние два года. Промежуточное влияние имеют векселя и зачеты, самое сильное и стабильное в 2000-2001 гг. - платежеспособный спрос.

Таблица 10. Характеристики влияния точностей производственных планов относительно фактических изменений платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на корректировку производственных планов предприятий

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для точностей планов относительно					
				платежеспособного спроса		бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE
1/00	54.8217	49	0.2634	0.7862	0.1693	0.8597	0.2448	0.3748	0.2317
2/00	28.6792	49	0.9910	0.9798	0.2052	0.0512	0.2226	0.5912	0.2377
3/00	36.7336	49	0.9018	0.8818	0.1678	0.1941	0.1983	0.3935	0.2159
4/00	41.4023	49	0.7712	0.7552	0.1726	0.3931	0.2307	0.4273	0.2510
5/00	28.3159	49	0.9922	1.0580	0.1758	0.6583	0.2264	0.3425	0.2271
6/00	34.8893	49	0.9360	0.7974	0.1560	0.2888	0.1943	0.4692	0.2056
7/00	48.7470	49	0.4833	0.7239	0.1677	0.1018	0.2303	0.6284	0.2337
8/00	25.3251	49	0.9980	0.7406	0.1955	0.2508	0.2822	0.4210	0.3065
9/00	9.9045	49	1.0000	0.6319	0.1862	0.2564	0.2795	0.6130	0.2800
10/00	26.8803	49	0.9958	0.8331	0.1997	0.2981	0.2393	0.7174	0.2709
11/00	26.1652	49	0.9969	0.5476	0.1640	0.3198	0.2370	0.3639	0.2485
12/00	19.2679	49	1.0000	0.5234	0.1632	0.5756	0.3014	0.8027	0.3062
1/01	42.1194	49	0.7461	0.8737	0.1849	0.4919	0.2710	0.4982	0.2719
2/01	29.1400	49	0.9892	0.4185	0.1639	0.1077	0.2763	1.0221	0.3169
3/01	28.2170	49	0.9925	1.1423	0.2035	0.2810	0.2528	0.2089	0.2675
4/01	30.7890	49	0.9805	0.7253	0.1766	0.3467	0.2609	0.5865	0.2589
5/01	23.9655	49	0.9990	0.8790	0.1971	0.2496	0.2921	1.1259	0.3018
6/01	44.8833	49	0.6407	0.4960	0.1552	0.4165	0.2455	0.6628	0.2564
7/01	33.8275	49	0.9514	0.3395	0.1621	0.3215	0.2364	0.6948	0.2567
8/01	23.6373	49	0.9992	0.8037	0.1933	0.2632	0.2311	0.4458	0.2677
9/01	21.1884	49	0.9998	0.6830	0.2007	-0.0231	0.2854	0.7095	0.3164
10/01	33.3594	49	0.9572	1.2455	0.2096	-0.1137	0.2816	0.7601	0.2932
11/01	21.7503	49	0.9997	0.4282	0.1735	0.3232	0.2501	0.3741	0.2585
12/01	12.1144	49	1.0000	0.5653	0.2428	0.7621	0.4937	0.5005	0.5134

Примечание. В таблице приведены: G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с изменением производственных планов, и стандартные ошибки (SE).

Дополним предыдущую модель точностями планов производства относительно фактических изменений выпуска:

$$\Delta(Q_t^*, Q_{t-1}^*) = f(\Phi(Q_t, Q_{t-1}^*), \Phi(D_t, Q_{t-1}^*), \Phi(B_t, Q_{t-1}^*), \Phi(N_t, Q_{t-1}^*)).$$

Такая модель также имела максимальное и стабильное качество подгонки, коэффициенты были всегда положительны для платежеспособного спроса, векселей и зачетов и самого выпуска. Коэффициенты для бартера имели иногда отрицательные знаки и практически не были статистически значимы. Чаще всего были значимы коэффициенты для точностей планов относительно реализаций самого производства, на втором месте - относительно продаж за деньги. Таким образом, здесь платежеспособный спрос уступил "пальму первенства" фактическим изменениям производства.

В заключение рассмотрим модели, предполагающие изменение планов выпуска под влиянием "чистых" точностей прогнозов трех видов спроса, т.е. точностей относительно фактических изменений того же показателя. Подобные модели также, на наш взгляд, можно использовать для характеристики особенностей поведения промышленных предприятий в переходных экономиках. Если прогнозы спроса оказались хуже фактических изменений спроса (на которые ориентировались предприятия - в том числе, выпуском), то производители имеют основания пересмотреть свои планы производства в сторону их улучшения, чтобы удовлетворить неожиданно (непрогнозирувавшийся) высокий спрос на свою продукцию. В противоположной ситуации (фактическая динамика спроса оказалась хуже прогнозирувавшейся) предприятия также вправе скорректировать свои производственные планы в худшую сторону. При совпадении прогнозов изменения спроса с его фактическими изменениями предприятия могут не менять свои планы выпуска.

Сначала проверим простые модели, в которых в качестве независимых переменных используются точности прогнозов только одного вида спроса. Модель с точностями прогнозов платежеспособного спроса

$$\Delta(Q_t^*, Q_{t-1}^*) = f(\Phi(D_t, D_{t-1}^*)).$$

имела в течение почти всего периода наблюдения хорошее качество подгонки. Лишь осенью 1997 г и особенно в конце 1998 г. - начале 1999 г. наша модель не может быть использована для описания механизма пересмотра планов выпуска. Коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы. Только в конце 2001 г. коэффициенты становятся незначимыми. Проверка гипотезы о независимости используемых в модели показателей показала, что в указанный же период эта гипотеза не может быть отвергнута. А сравнение качества подгонки двух моделей показало, что прирост качества модели за счет добавления линейного взаимодействия точности прогнозов спроса и изменения планов выпуска в ноябре-декабре 2001 г. не настолько велик, чтобы стоило отказываться от более простой модели. Возможно, в конце 2001 г., когда в российской промышленности начался

период очевидного замедления роста и спроса и выпуска, сформировавшиеся ранее принципы корректировки производственных планов дали сбой.

Модель с точностью прогнозов бартерного спроса также имела хорошее качество подгонки, но "плохие" коэффициенты. Последние были чаще отрицательными, чем положительными и всегда - статистически незначимыми. Очевидно, что такое сочетание следует расценивать положительно: выпуск не идет за бартером, и вообще влияние бартера на планы предприятий в августе 1998 г - декабре 2001 г. скорее отсутствует. Эти выводы подтвердила проверка гипотезы о независимости $\Delta(Q_t^*, Q_{t-1}^*)$ и $\Phi(B_t, B_{t-1}^*)$. Такая логлинейная модель имела хорошее качество подгонки, а ее сопоставление с более "сложной" конструкцией показало нецелесообразность добавления линейного взаимодействия.

Аналогичные результаты были получены при проверке влияния точностей прогнозов прочих неденежных видов спроса на пересмотр производственных планов предприятий. Во-первых, модель с линейным взаимодействием имела приемлемое качество подгонки, но коэффициенты были и положительными, и отрицательными, и статистически незначимы. Во-вторых, модель без линейного взаимодействия была также приемлема, а сравнение моделей показало, что прирост отношения правдоподобия за счет линейного взаимодействия невелик, и поэтому предпочтительней является более простая модель.

Теперь проверим влияние на пересмотр производственных планов предприятий точностей прогнозов нескольких видов спроса одновременно. Сначала исследуем модель, где в качестве независимых переменных фигурируют точности прогнозов платежеспособного и бартерного спросов:

$$\Delta(Q_t^*, Q_{t-1}^*) = f(\Phi(D_t, D_{t-1}^*), \Phi(B_t, B_{t-1}^*)).$$

Она имела хорошее, но не стабильное качество подгонки (особенно в конце 1998 г. - начале 1999 г.). Коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы только для точностей прогнозов платежеспособного спроса (см. рис.7). Бартерный спрос имел как положительные, так и отрицательные коэффициенты, которые почти всегда были статистически незначимы. Таким образом, бартер скорее не учитывается предприятиями, последние все-таки отдадут предпочтение продажам за деньги при корректировке своих планов изменения выпуска.

Рис.7

ДИНАМИКА КОЭФФИЦИЕНТОВ МОДЕЛИ



К аналогичным выводам приводит тестирование модели, где фигурируют точности прогнозов всех трех видов спроса:

$$\Delta(Q_t^*, Q_{t-1}^*) = f(\Phi(D_t, D_{t-1}^*), \Phi(B_t, B_{t-1}^*), \Phi(N_t, N_{t-1}^*)).$$

Высокое и относительно стабильное качество подгонки этой модели сочеталось с положительными и статистически значимыми коэффициентами только у точностей прогнозов платежеспособного спроса (см. табл.11). Бартер, векселя и зачеты имели и отрицательные, и положительные коэффициенты, которые практически всегда (за редчайшим исключением) были статистически незначимы.

Таблица 11. Характеристики влияния точностей прогнозов платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на корректировку планов выпуска предприятий

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для прогнозов					
				платежеспособного спроса		бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE
2/00	20.7972	49	0.9999	0.6392	0.1851	0.3478	0.1991	0.0048	0.1791
3/00	19.8478	49	0.9999	0.6779	0.1720	0.1378	0.1919	0.4272	0.2202
4/00	47.2927	49	0.5426	0.2868	0.1254	0.0272	0.1342	0.1480	0.1440
5/00	28.0361	49	0.9930	0.5486	0.1381	0.3426	0.1432	-0.1392	0.1613
6/00	31.1805	49	0.9778	0.5339	0.1137	0.0726	0.1290	-0.1175	0.1435
7/00	45.4062	49	0.6196	0.2443	0.1290	0.0100	0.1456	0.2660	0.1507
8/00	20.5364	49	0.9999	0.6154	0.1624	0.2262	0.1934	0.0277	0.2066
9/00	35.3430	49	0.9285	0.5523	0.1493	-0.0622	0.1593	0.1876	0.1877
10/00	24.8247	49	0.9984	0.5092	0.1512	-0.0716	0.1907	0.5216	0.2272
11/00	45.0277	49	0.6349	0.5005	0.1372	0.0316	0.1653	0.0684	0.1718
12/00	28.8805	49	0.9902	0.4439	0.1230	0.0464	0.1705	0.0258	0.1690
1/01	31.2373	49	0.9774	0.4576	0.1398	0.2522	0.1704	0.0367	0.1841
2/01	33.8540	49	0.9510	0.2487	0.1244	0.3193	0.1699	0.0811	0.1819
3/01	34.4030	49	0.9434	0.4712	0.1495	0.1707	0.1968	0.0230	0.1865
4/01	24.8994	49	0.9984	0.4791	0.1281	0.0810	0.1712	0.2516	0.1851
5/01	34.5685	49	0.9409	0.4639	0.1349	0.0390	0.1589	0.3092	0.1781
6/01	59.5044	49	0.1446	0.3791	0.1348	0.0205	0.1501	0.3234	0.1585
7/01	29.3439	49	0.9883	0.5464	0.1485	0.2980	0.1927	0.1320	0.1898
8/01	24.3338	49	0.9988	0.4541	0.1543	0.1134	0.1645	0.3425	0.2018

9/01	19.7202	49	0.9999	0.7471	0.1689	0.1683	0.2219	0.0299	0.2182
10/01	34.1757	49	0.9466	0.6177	0.1659	0.1699	0.1811	0.0687	0.1748
11/01	40.0349	49	0.8157	0.2405	0.1348	0.3053	0.1691	0.1490	0.1831
12/01	16.6970	49	1.0000	0.4697	0.1485	0.0935	0.2206	-0.1323	0.2324

Примечание. В таблице приведены: G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с изменением производственных планов, и стандартные ошибки (SE).

Выше мы рассматривали модели, в которых планы предприятий могли изменяться либо в зависимости от точности планов выпуска относительно последующих фактических изменений спроса, либо от точности прогнозов спроса относительно последующих фактических изменений того же спроса. Объединение этих двух подходов приводит нас к модели, где в качестве независимых переменных одновременно фигурируют оба вида точности. Тогда для платежеспособного спроса будет исследована следующая модель:

$$\Delta(Q^*_t, Q^*_{t-1}) = f(\Phi(D_t, Q^*_{t-1}), \Phi(D_t, D^*_{t-1})).$$

Такая формулировка модели обучения на ошибках позволяет проверить, прогнозы (планы) какого показателя относительно спроса учитываются предприятиями при корректировке своих производственных планов: выпуска или спроса. Если первого, то поведение российских производителей можно назвать более рыночным, поскольку они напрямую соотносят (сопоставляют) свой выпуск со спросом и на этой основе корректируют планы выпуска. Зависимость от второй точности, на наш взгляд, уступает с точки зрения рыночности первой, поскольку не связана напрямую с динамикой выпуска.

Качество подгонки приведенной модели было определено приемлемым, но не стабильным. Наблюдаемый уровень значимости находился в пределах от 0,1 до 0,99 и очень редко опускался ниже 5% порога. Коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы только для точностей планов производства относительно спроса (см. рис.8). Коэффициенты точностей прогнозов спроса имели отрицательные значения и иногда были статистически незначимы. Последнее чаще имело место до дефолта 1998 г., затем статистическая незначимость этого параметра стала эпизодическим явлением.

Рис.8



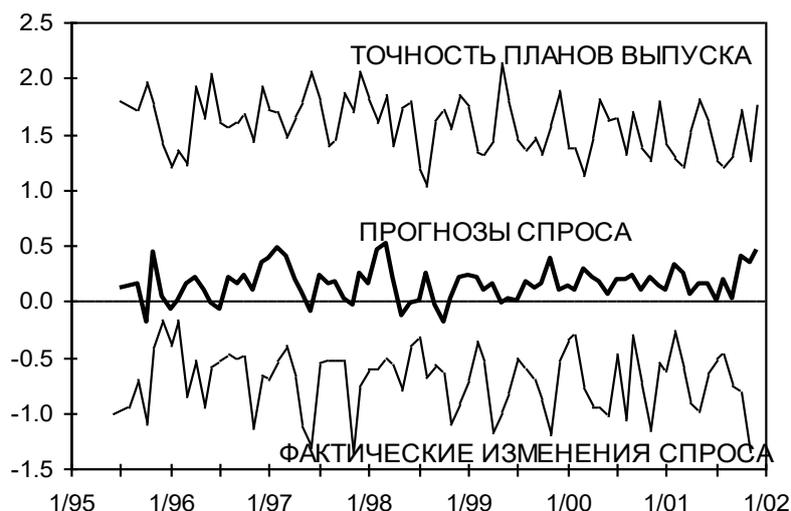
Таким образом, российские промышленные предприятия "корректно" учитывают точность своих планов выпуска относительно последующих изменений спроса. С точностью прогнозов спроса ситуация иная. Отрицательные значения коэффициентов свидетельствуют, что предприятия "обратным" образом реагируют на расхождения прогнозов платежеспособного спроса и фактических изменений продаж. Иными словами, они не склонны учитывать фактические изменения спроса и продолжают ориентироваться на свои прогнозы этого показателя. Для проверки этого предположения "разобьем" точность прогнозов спроса на составляющие (D_t и D_{t-1}^*), и оценим следующую логлинейную модель:

$$\Delta(Q_t^*, Q_{t-1}^*) = f(\Phi(D_t, Q_{t-1}^*), D_t, D_{t-1}^*).$$

Эта модель не может быть отвергнута при описании механизма пересмотра планов выпуска в течение всего периода мониторинга. Влияние точности планов выпуска относительно спроса осталось положительным и статистически значимым. Коэффициенты прогнозов спроса (D_{t-1}^*) были, как правило, положительны и очень редко статистически значимы. Коэффициенты фактических изменений спроса (D_t) были всегда отрицательны и, как правило, статистически значимы (см. рис.9). Таким образом, предприятия при пересмотре планов выпуска, вероятно, не учитывают свои прогнозы продаж. А фактическим изменениям спроса "доверяют" с обратным знаком.

Рис.9

ДИНАМИКА КОЭФФИЦИЕНТОВ МОДЕЛИ



Аналогичные результаты были получены при исследовании моделей с использованием бартерного спроса. Первая модель (с включением точностей планов выпуска относительно бартерного спроса и точностей прогнозов бартера относительно фактических изменений бартера) имела хорошее качество подгонки, положительные статистически значимые коэффициенты для первой точности и отрицательные статистически значимые - для второй. Вторая модель (с разбивкой точности прогнозов бартера на составляющие) также хорошо подходила к эмпирическим данным. Она показала, что прогнозы бартера, скорее всего, "корректно" влияли на пересмотр предприятиями планов выпуска. Но со временем (а именно - со второй половины 2000 г.) это влияние стало незначимым. Фактические изменения бартера всегда и устойчиво имели отрицательное влияние на пересмотр планов выпуска. В отличие от случая с платежеспособным спросом, такой тип реакции на изменения объемов неденежных сделок можно, наверное, приветствовать. Действительно, при снижении объемов бартера предприятия пересматривают свои планы изменения выпуска в лучшую сторону, т.е. снижение сменяется стабилизацией или ростом, а неизменность - ростом производства. А рост бартера вызывает пересмотр планов в сторону ухудшения. Получается, что бартер предприятиям не нужен.

Исследование моделей обучения на ошибках формирования производственных планов позволяет сделать следующие выводы. Во-первых, подобные модели вполне применимы для описания принципов формирования планов производства в российской промышленности. Во-вторых, анализ базовой модели показал, что российские предприятия все-таки пересматривают свои планы на основе точности реализации предыдущих планов. Во-вторых, на пересмотр влияют и точности прогнозов выпуска относительно последующих изменений платежеспособного спроса. В-третьих, из вышеупомянутых двух факторов более сильное влияние на планы предприятий имеет точность относительно продаж за деньги, что

свидетельствует в пользу "рыночности" поведения предприятий. В-четвертых, точность относительно неденежных видов спроса также учитывается предприятиями, но главным образом во времена проблем с нормальными продажами. В-пятых, анализ влияния перекрестных точностей выпуска относительно всех трех видов спроса показал, что предприятия предпочитают в первую очередь учитывать отклонения от продаж за деньги. Аналогичные результаты были получены и при использовании прямых точностей прогнозов спросов. И здесь первенство за платежеспособным спросом. В-седьмых, дальнейшее исследование влияния точностей планов выпуска и прогнозов спроса показало, что "корректно" учитываются точности планов выпуска относительно спроса.

5. Модели формирования ценовых планов

5.1 Экстраполяционные модели формирования ценовых планов

Рассмотрение экстраполяционных моделей формирования ценовых планов российских промышленных предприятий начнем с базовой модели, предполагающей, что планы изменения цен в момент t определяются предшествующими фактическими изменениями цен:

$$P_t^* = f(P_t, P_{t-1}),$$

где P_t^* - планы изменения отпускных цен предприятия на производимую продукцию, определившиеся в момент (опрос) t ; P_t - фактические изменения отпускных цен предприятия на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос) t ; P_{t-1} - фактические изменения отпускных цен предприятия на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос) $t-1$. Поскольку одновременный мониторинг и фактических изменений, и прогнозов цен в опросах ИЭПП начался с октября 1994 г., то наши расчеты начнутся с этого момента времени. Ранее велся только мониторинг прогнозов изменения цен.

Качество подгонки базовой модели оказалось высоким и достаточно стабильным до 1999 г. Для этого периода характерна, на наш взгляд, относительно простая ценовая ситуация и соответственно политика производителей. Высокий и стабильный рост цен, сменившийся затем стабильным их снижением и скачком осенью 1998 г., и позволял предприятиям придерживаться простых схем установления отпускных цен. Платежеспособный спрос, объемы которого становились все меньше, не учитывался предприятиями. Ситуация начинает меняться в 1999 г. Начало роста продаж за деньги и развертывание здорового промышленного роста заставляет предприятия отказаться от простых принципов установления своих цен. Экстраполяционная модель формирования цен все реже и хуже описывает ценовую политику предприятий. Такая ситуация сохраняется в течение всех трех последующих лет.

Коэффициенты модели были положительны для обоих предшествующих изменений цен. Но стабильно статистически значимы они были только для первого параметра. Более "отдаленные" изменения цен в 1994-1995 и 1997 гг. не имели статистически значимого влияния на ценовые планы предприятий. Это подсказывает, что модель может быть упрощена за счет исключения соответствующего линейного взаимодействия. Однако проверка упрощенной модели не дала удовлетворительных результатов. Качество подгонки модели снизилось слишком сильно, и наблюдаемый уровень значимости отношения правдоподобия стал ниже 5%, особенно в 1999-2001 гг. Сравнение значений отношения правдоподобия

двух моделей, отличающихся на один параметр, также показало целесообразность использования более сложной модели.

Возможности развития модели экстраполяционных планов формирования цен, по нашему мнению, не так велики и очевидны, как в случае экстраполяционной модели формирования производственных планов. Из всего списка показателей конъюнктурных опросов в такой модели в качестве независимых переменных можно использовать в качестве независимых переменных еще предшествующие фактические изменения спроса и издержек, а также прогнозы этих переменных. Возможно, последние переменные с очень большой натяжкой вписывается в идеологию экстраполяционных прогнозов, но, поскольку спросовые переменные представляются нам особенно интересными, мы все-таки рискнем использовать ее в составе независимых переменных.

Проанализируем экстраполяционную модель, в которой предполагается зависимость ценовых планов только от непосредственно предшествующих изменений издержек:

$$P_t^* = f(C_t),$$

где P_t^* - планы изменения отпускных цен предприятия на производимую продукцию, определившиеся в момент (опрос) t ; C_t - фактические изменения издержек предприятия, зарегистрированные в момент (опрос) t . Поскольку мониторинг издержек предприятий начался в 1997 г., то оценка моделей с участием издержек возможна для периода 1997-2001 гг. Приведенная модель имела не очень высокое и нестабильное качество подгонки. Наблюдаемый уровень значимости гарантированно и стабильно превосходил порог 5% лишь в период июль 1998 г. - июль 2000 г., затем качество модели два раза падало ниже критического уровня и стало приемлемым лишь в июле 2001 г. Коэффициенты были положительны и статистически значимы с октября 1998 г. Проверка модели без линейного взаимодействия ценовых планов и фактических изменений цен показала, что до октября 1998 г. гипотеза о независимости исследуемых переменных не может быть отвергнута. В пользу этого свидетельствует и сопоставление отношения правдоподобия двух моделей. Простая модель лучше подходит к наблюдаемым данным до дефолта 1998 г.: из шести кварталов она может быть использована в четырех. После дефолта ее превосходство зарегистрировано только в конце 2001 г., когда в российской промышленности начался, похоже, очередной "проблемный" период. Таким образом, дефолт 1998 г. и здесь оказался переломной точкой. До августа 1998 г. предприятия в своей ценовой политике мало обращали внимание на динамику издержек. Затем этот фактор начинает играть нормальную роль, но дает, возможно, сбой в конце 2001 г.

Рассмотрим модель, в которой предполагается формирование ценовых планов предприятий под влиянием предшествующих фактических изменений платежеспособного спроса:

$$P_t^* = f(D_t, D_{t-1}).$$

где D_t - фактические изменения платежеспособного спроса на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос) t ; D_{t-1} - фактические изменения платежеспособного спроса на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос) $t-1$.

Очевидно, что фактический рост спроса должен иметь положительное влияние на ценовые планы предприятий, следующие за моментом регистрации изменений спроса. Коэффициенты логлинейной модели, оценивающие взаимодействие фактических изменений спроса и ценовых планов, должны быть положительными. И, действительно, качество подгонки такой модели оказалось достаточно высоким в течение всего периода мониторинга используемых переменных. Коэффициенты модели были (за редчайшим исключением) положительны для D_t и очень часто - для D_{t-1} . Более того последние коэффициенты были очень редко статистически значимы. А вот статистическая значимость коэффициентов для D_t имела интересную динамику. В период 1995-1998 гг. значимое влияние последних фактических изменений спроса на ценовые планы регистрировалось 2-3 раза в год. Но с 1999 г. частота такого влияния возрастала и достигла пика в 2001 г.: в течение 10 месяце из 12 платежеспособный спрос положительно влиял на ценовые планы российских предприятий. Т.о. здесь мы имеем обратную картину: именно в последние годы изменение фактических продаж за деньги начинает учитываться предприятиями при формировании ценовой политики на следующий период. До 1998 г. платежеспособный спрос, скорее всего, не учитывался при установлении цен.

Если ввести в рассмотренную выше модель фактические изменения издержек, то такая экстраполяционная конструкция покажет, какие факторы заставляли российские промышленные предприятия во второй половине 90-х годов изменять отпускные цены: затратные или спросовые. Такая модель

$$P_t^* = f(D_t, D_{t-1}, C_t)$$

имела высокое и стабильное качество подгонки в течение всего периода мониторинга издержек. Наблюдаемый уровень значимости не опускался, как правило, ниже 0,8 (см. табл.12). Самые "качественные" коэффициенты были у издержек: они были стабильно положительны и чаще статистически значимы. Статистическая значимость коэффициентов D_t начинает регистрироваться (как и в предыдущей модели) с 1999 г. Предшествующие фактические изменения спроса (D_{t-1}) имели самые "худшие" коэффициенты: они часто были отрицательными и лишь один раз статистически значимы. Следуя логики логлинейного анализа, попытаемся упростить модель за счет исключения линейного взаимодействия P_t^* и D_{t-1} . "Усеченная" модель несильно потеряла в качестве подгонки: сопоставление прироста величины отношения правдоподобия с приростом числа степеней свободы свидетельствует о предпочтительности простой модели. Коэффициенты модели были всегда положительны и

всегда статистически значимы только для издержек. Фактические изменения платежеспособного спроса стабильно значимо влияли на ценовые планы с середины 1999 г. и иногда - в 1997-1998 гг. Дальнейшее упрощение исходной модели оказалось нецелесообразным.

Таблица 12. Характеристики влияния фактических изменений платежеспособного спроса и издержек на цены предприятий

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели					
				D_t		D_{t-1}		C_t	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE
4/97	40.1350	49	0.8126	0.3044	0.2200	0.2216	0.2088	0.3506	0.1797
7/97	26.0324	49	0.9971	-0.1056	0.2305	0.1550	0.2387	0.4945	0.2384
10/97	27.8226	49	0.9936	0.3895	0.2129	-0.0034	0.1939	0.5593	0.1905
1/98	40.2798	49	0.8081	0.2158	0.2104	0.2132	0.1790	0.5464	0.1901
4/98	30.1924	49	0.9841	0.4088	0.2666	0.0653	0.2530	0.2660	0.2223
7/98	21.9953	49	0.9997	0.6249	0.2186	-0.0179	0.2110	0.4661	0.2292
10/98	27.2113	49	0.9951	0.1552	0.1285	0.0065	0.1178	0.7964	0.1447
1/99	30.1996	49	0.9841	0.1695	0.1308	0.0151	0.1224	0.5712	0.1149
4/99	38.8035	49	0.8515	0.3087	0.1335	0.1854	0.1264	0.4621	0.1253
7/99	25.1265	49	0.9982	0.2031	0.1430	0.0493	0.1365	0.7558	0.1353
10/99	21.6419	49	0.9998	0.5581	0.1470	0.0310	0.1422	0.6136	0.1437
1/00	21.0019	49	0.9998	0.4007	0.1242	-0.1434	0.1225	0.5519	0.1122
4/00	21.1412	49	0.9998	0.2211	0.1316	0.2416	0.1305	0.6346	0.1228
7/00	14.4545	49	1.0000	0.3510	0.1434	-0.1239	0.1394	0.6265	0.1379
10/00	28.5448	49	0.9914	0.5024	0.1458	-0.0659	0.1427	0.4896	0.1330
1/01	36.2077	49	0.9126	0.3163	0.1227	-0.1040	0.1199	0.4545	0.1153
4/01	51.3979	49	0.3800	0.4547	0.1378	0.3035	0.1437	0.5094	0.1431
7/01	33.8069	49	0.9516	0.3923	0.1457	-0.0377	0.1379	0.5431	0.1457
10/01	17.0615	49	1.0000	0.3783	0.1825	0.3350	0.2036	0.2862	0.1746

Примечание. В таблице приведены: G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с ценовыми планами, и стандартные ошибки (SE).

Следующая модель предполагает, что ценовые планы предприятий формируются под воздействием предшествующих фактических изменений бартерного спроса:

$$P_t^* = f(B_t, B_{t-1}),$$

где B_t - фактические изменения бартерного спроса на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос) t ; B_{t-1} - фактические изменения бартерного спроса на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос) $t-1$.

Такая модель имела хорошее и стабильное качество подгонки, в основном положительные коэффициенты, но последние были статистически незначимы. Таким образом, гипотеза о том, что бартерный спрос имел влияние на ценовую политику предприятий в период 1998-2001 гг., не подтверждается. Оценка модели с использованием динамики бартерно-

го спроса для предыдущих лет невозможна, поскольку этот показатель был введен в анкету ИЭПП только в 1998 г.

И, наконец, рассмотрим модель, где в качестве независимых переменных используются фактические изменения прочих неденежных видов спроса (векселя, зачеты и пр.):

$$P^*_t = f(N_t, N_{t-1}),$$

где N_t - фактические изменения прочих неденежных (векселя, зачеты и др.) видов спроса на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос) t ; N_{t-1} - фактические изменения прочих неденежных (векселя, зачеты и др.) видов спроса на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос) $t-1$.

Качество подгонки модели оказалось высоким для всего периода наблюдений за изменениями этого вида спроса (2000-2001 гг.). Коэффициенты модели были положительны для обоих переменных, но очень редко статистически значимы. Эти результаты свидетельствуют, что предположение о влиянии на ценовые планы предприятий динамики прочих неденежных видов спроса, скорее всего, не имеет статистических аргументов.

В заключение рассмотрим модели формирования ценовых планов, где в качестве независимых переменных выступают несколько видов спроса на промышленную продукцию. Более длинный период наблюдения за динамикой бартерного спроса позволяет оценить экстраполяционную модель с использованием в качестве независимых переменных фактических изменений платежеспособного и бартерного спроса для отрезка август 1998 - декабрь 2001 г.:

$$P^*_t = f(D_t, D_{t-1}, B_t, B_{t-1}).$$

Качество подгонки этой модели оказалось чрезвычайно высоким для всего рассматриваемого периода: наблюдаемый уровень значимости был всегда максимальным (см. табл.13). Все коэффициенты модели (за редчайшим исключением) были положительны: рассматриваемые виды спроса оказывали нормальное воздействие на ценовые планы российских предприятий. Однако статистическая значимость была различной. Чаще всего значимое воздействие на ценовую политику оказывали фактические изменения платежеспособного спроса. Причем, самые последние изменения (D_t) оказывались значимее чаще, чем более ранние изменения того же показателя (D_{t-1}). Динамика значимости коэффициентов модели также интересна. До февраля 1999 г. платежеспособный спрос не имел статистически значимого влияния на ценовые планы предприятий. Лишь позже (т.е. с началом роста продаж за деньги) предприятия начинают учитывать его в своей ценовой политике. А вот значимое влияние бартерного спроса, наоборот, чаще регистрировалось до 1999 г., затем значимость стала редкой, и появилась опять в конце 2000 г.

Таблица 13. Характеристики влияния фактических изменений платежеспособного и бартерного спроса на планы изменения цен

Дата	Характеристики качества			Коэффициенты модели							
	подгонки модели			D_t		D_{t-1}		B_t		B_{t-1}	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE	β	SE
8/98	48.1461	156	1.0000	0.1148	0.1340	-0.0487	0.1443	0.0411	0.1319	0.5595	0.1589
9/98	38.387	156	1.0000	0.0838	0.1271	0.0215	0.1304	0.2824	0.1355	0.3187	0.1280
10/98	46.4906	156	1.0000	0.1241	0.1253	0.0016	0.1188	0.6421	0.1543	0.1624	0.1436
11/98	49.8421	156	1.0000	0.1180	0.1341	0.2302	0.1396	0.4749	0.1600	0.5008	0.1627
12/98	39.9356	156	1.0000	0.1598	0.1318	0.1550	0.1248	0.2399	0.1548	0.3219	0.1495
1/99	56.5686	156	1.0000	0.3315	0.1386	-0.0441	0.1225	0.0805	0.1389	0.3226	0.1441
2/99	61.628	156	1.0000	0.0537	0.1326	0.2888	0.1282	-0.0007	0.1340	0.4537	0.1331
3/99	54.9621	156	1.0000	0.3574	0.1183	0.3137	0.1252	0.1776	0.1400	0.1084	0.1289
4/99	51.395	156	1.0000	0.2965	0.1226	0.2692	0.1194	0.2719	0.1432	0.1635	0.1387
5/99	42.049	156	1.0000	0.3121	0.1300	0.3485	0.1365	0.0749	0.1343	0.3461	0.1501
6/99	60.4518	156	1.0000	0.1812	0.1266	0.3605	0.1280	0.0883	0.1448	0.0618	0.1434
7/99	57.0557	156	1.0000	0.3911	0.1429	0.2037	0.1339	0.3627	0.1599	0.0638	0.1495
8/99	39.5573	156	1.0000	0.2499	0.1485	0.0861	0.1442	0.1215	0.1558	0.3123	0.1433
9/99	48.5447	156	1.0000	0.2546	0.1266	0.2669	0.1293	0.1798	0.1339	0.0585	0.1334
10/99	59.1424	156	1.0000	0.5379	0.1380	0.1249	0.1340	0.1075	0.1507	0.2171	0.1512
11/99	52.7628	156	1.0000	0.5746	0.1528	0.0760	0.1554	0.0984	0.1611	0.1623	0.1566
12/99	56.1996	156	1.0000	0.2202	0.1209	0.2164	0.1188	0.2452	0.1424	-0.0210	0.1401
1/00	58.2434	156	1.0000	0.4225	0.1228	-0.0052	0.1231	0.1838	0.1527	0.3349	0.1530
2/00	82.8043	156	1.0000	0.2438	0.1116	0.2771	0.1114	0.1063	0.1222	0.1563	0.1261
3/00	60.7949	156	1.0000	0.4341	0.1288	0.0689	0.1210	0.1125	0.1439	0.1861	0.1328
4/00	55.642	156	1.0000	0.3448	0.1227	0.2991	0.1185	-0.0523	0.1380	0.2380	0.1469
5/00	56.4146	156	1.0000	0.3384	0.1260	0.1077	0.1261	0.0590	0.1382	0.2348	0.1389
6/00	58.3771	156	1.0000	0.4660	0.1408	0.2037	0.1311	0.1882	0.1525	0.1610	0.1597
7/00	49.0981	156	1.0000	0.4843	0.1455	0.0043	0.1350	0.2649	0.1548	0.1192	0.1504
8/00	28.7171	156	1.0000	0.2904	0.1491	0.2179	0.1574	0.1840	0.1748	0.3746	0.1774
9/00	44.8281	156	1.0000	0.1291	0.1470	0.3443	0.1482	0.3527	0.1741	0.1885	0.1809
10/00	36.6255	156	1.0000	0.5003	0.1533	0.0806	0.1536	0.3529	0.1713	0.1231	0.1705
11/00	52.111	156	1.0000	0.1638	0.1357	0.3331	0.1421	0.1776	0.1691	0.1729	0.1550
12/00	49.1977	156	1.0000	0.2919	0.1302	0.1377	0.1338	0.3212	0.1598	0.1418	0.1479
1/01	41.2995	156	1.0000	0.2944	0.1301	0.0111	0.1252	0.5181	0.1707	0.1908	0.1517
2/01	28.9504	156	1.0000	0.3319	0.1546	0.1905	0.1422	0.1528	0.1707	0.3208	0.1798
3/01	41.516	156	1.0000	0.3851	0.1447	0.1460	0.1523	0.2563	0.1662	0.1281	0.1597
4/01	51.3364	156	1.0000	0.4333	0.1512	0.3887	0.1572	0.1800	0.1697	0.3866	0.1724
5/01	40.722	156	1.0000	0.3479	0.1514	0.3216	0.1473	0.1317	0.1670	0.2539	0.1713
6/01	62.3029	156	1.0000	0.1516	0.1413	0.2710	0.1459	0.3651	0.1733	0.2158	0.1675
7/01	36.3421	156	1.0000	0.5387	0.1664	0.3196	0.1480	0.1498	0.1876	0.3015	0.1729
8/01	40.7715	156	1.0000	0.4958	0.1564	0.3387	0.1460	0.3914	0.1905	-0.0407	0.1820
9/01	21.5858	156	1.0000	0.4914	0.1952	0.2577	0.1800	0.4674	0.2434	0.0789	0.1991
10/01	26.4857	156	1.0000	0.2576	0.1763	0.2896	0.2070	0.4593	0.2083	0.2794	0.2042
11/01	33.5044	156	1.0000	0.4140	0.1648	0.0274	0.1702	0.1158	0.1954	0.4249	0.2017
12/01	20.2586	156	1.0000	0.3751	0.1706	0.1912	0.1837	0.3760	0.2220	0.0901	0.1968

Примечание. В таблице приведены: G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с ценовыми планами, и стандартные ошибки (SE).

Не может быть отвергнута гипотеза о преобладающем влиянии платежеспособного спроса на ценовую политику предприятий и по результатам проверки модели, предполагающей формирование цен под воздействием последних изменений сразу трех видов спроса:

$$P_t^* = f(D_t, B_t, N_t).$$

Качество подгонки этой модели было очень высоким в течение всего периода, за который имеются данные о динамике всех видов спроса (2000-2001 гг.). Коэффициенты модели были всегда положительны для платежеспособного и бартерного спроса и почти всегда - для прочих неденежных видов спроса. Однако значимы были только коэффициенты для платежеспособного спроса. Ни один из видов неденежного спроса не оказывал статистически значимого влияния на планы установления цен российских промышленных предприятий в последние два года. Упрощение модели за счет исключения линейного взаимодействия P_t^* и N_t оказалось полностью оправданным. Во-первых, величина отношения правдоподобия во всех случаях превышала 0,9. Во-вторых, сравнение качества подгонки моделей показало, что гипотеза о том, что сложная модель не подходит лучше простой не может быть отвергнута. Снижение G^2 во всех случаях, кроме одного, было небольшим. Качество коэффициентов платежеспособного спроса не изменилось, а коэффициенты бартерного спроса стали чаще статистически значимы - особенно после ноября 2000 г. Тогда в российской промышленности впервые в последефолтный период были отмечены "спросовые трудности": было зарегистрировано резкое замедление роста продаж за деньги, закончившееся абсолютным снижением спроса, и замедление темпов снижения бартерных сделок. А до этого момента темпы снижения бартера постепенно нарастали. Иными словами, в период своего интенсивного вытеснения неденежных сделки не влияли на ценовую политику предприятий, но первые проблемы с продажами за деньги заставили предприятий учитывать их динамику при планировании цен.

Дальнейшее упрощение исследуемой модели за счет исключения взаимодействия P_t^* и D_t не дало однозначных результатов и подтвердило предыдущие выводы. До ноября 2000 г. для моделирования ценовых экстраполяционных прогнозов российских предприятий вполне достаточно только предыдущих изменений платежеспособного спроса. Затем качество подгонки модели падает слишком сильно, т.е. возникает необходимость в использовании бартерной переменной.

Рассмотрим теперь модель, где в качестве независимых переменных используются все виды спроса и издержки:

$$P_t^* = f(D_t, B_t, N_t, C_t).$$

Такая модель показывает, какие основные факторы (спросовые или затратные) учитывались предприятиями в российской экономике при формировании цен. Качество подгонки всех моделей (от вышеприведенной до самой упрощенной), которые были исследованы,

были допустимы по наблюдаемому уровню значимости. Поэтому основным критерием при отборе модели стало сопоставление величин отношений правдоподобия. Коэффициенты исходной модели были положительны и статистически значимы только для платежеспособного спроса и издержек. Коэффициенты бартерного спроса были положительны, но статистически незначимы. А коэффициенты прочих неденежных видов спроса имели самое плохое "качество": они имели непостоянные знаки и были статистически незначимы (см. табл.14). Поэтому упрощение модели началось с исключения линейного взаимодействия P_t^* и N_t . Эта операция оказалась полностью оправданной, поскольку изменение величины отношения правдоподобия было столь незначительным, что практически во всех случаях (кроме одного - январь 2001 г.) превосходство простой модели очевидно.

Таблица 14. Характеристики влияния фактических изменений основных видов спроса и издержек на планы изменения цен

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели							
				D_t		B_t		N_t		C_t	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE	β	SE
Янв.00	31.3043	156	1.0000	0.4036	0.1438	0.4263	0.1952	0.0301	0.1943	0.5102	0.1299
Апр.00	29.9376	156	1.0000	0.3832	0.1434	0.1890	0.1924	-0.0231	0.2044	0.7599	0.1503
Июл.00	29.2708	156	1.0000	0.4581	0.1848	0.3038	0.2360	-0.0150	0.2423	0.6432	0.1749
Окт.00	30.9202	156	1.0000	0.5427	0.1796	0.2359	0.2447	-0.0834	0.2557	0.6637	0.1723
Янв.01	24.8531	156	1.0000	0.3434	0.1601	0.3261	0.2267	0.3914	0.2440	0.4236	0.1589
Апр.01	29.4692	156	1.0000	0.5306	0.1694	0.4336	0.2455	0.0725	0.2570	0.7448	0.1750
Июл.01	36.5844	156	1.0000	0.4595	0.1782	0.1793	0.2501	-0.0268	0.2406	0.6401	0.1766
Окт.01	19.7700	156	1.0000	0.2716	0.2108	0.4437	0.3091	0.1673	0.3054	0.2416	0.2120

Примечание. В таблице приведены: G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с ценовыми планами, и стандартные ошибки (SE).

В упрощенной модели коэффициенты издержек и платежеспособного спроса сохранили положительные и статистически значимые значения в течение всех кварталов, кроме IV в 2001 г. А бартер стал оказывать статистически значимое влияние на ценовые планы в 2001 г. На следующем шаге модель была упрощена за счет взаимодействия P_t^* и B_t . Такой шаг оказался допустимым с точки зрения снижения качества подгонки моделей в половине случаев из восьми. В 2000 г. ценовые планы в российской промышленности вырабатывались, скорее всего, без учета изменений бартера. Но в 2001 г. бартер чаще оказывался необходим предприятиям для прогнозирования цен. Попытка упростить модель за счет взаимодействия ценовых планов и изменений продаж показала необходимость использования последней переменной в качестве объясняющей. Прирост отношения правдоподобия во

всех случаях был слишком велик, чтобы признать целесообразность использования модели лишь с одним линейным взаимодействием (P_t^* и C_t).

В дополнение к очевидным экстраполяционным моделям формирования ценовых планов рассмотрим модели, в которых в качестве независимых переменных используются *прогнозы* изменения основных видов спроса в российской промышленности. Начнем исследование с логлинейной модели, которая включает все три вида спроса:

$$P_t^* = f(D_t^*, B_t^*, N_t^*),$$

где D_t^* - прогнозные изменения платежеспособного спроса на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос) t ; B_t^* - прогнозные изменения бартерного спроса на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос) t ; N_t^* - прогнозные изменения прочих неденежных видов спроса на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос) t .

Качество подгонки этой модели оказалось очень высокой в течение всего периода, за который имеются данные. Наблюдаемый уровень значимости редко опускался ниже 0,9 (см. табл.15). Всегда положительны и статистически значимы были коэффициенты только для прогнозов изменения платежеспособного спроса. Другие виды спроса могли оказывать как положительное, так и отрицательное влияние на ценовые планы (особенно - векселя и зачеты). При этом влияние неденежных видов спроса было статистически незначимо (особенно - в случае векселей и зачетов). Таким образом, и в рамках рассмотренной модели формирования ценовых планов были получены свидетельства о нормальном рыночном поведении (т.е. ориентации на платежеспособный спрос) российских промышленных предприятий в области ценовой политики.

Таблица 15. Характеристики влияния прогнозируемых изменений платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на ценовые планы предприятий

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели					
				платежеспособный спрос		бартерный спрос		прочие неденежные виды спрос	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE
2/00	25.0342	49	0.9982	0.5444	0.1593	0.1210	0.1633	-0.1215	0.1890
3/00	25.8118	49	0.9974	0.3189	0.1294	0.1374	0.1707	0.0181	0.1939
4/00	29.4585	49	0.9878	0.7439	0.1441	0.0333	0.1701	-0.1715	0.1899
5/00	20.9858	49	0.9998	0.6349	0.1470	0.3054	0.1910	-0.1915	0.2103
6/00	21.4505	49	0.9998	0.6060	0.1538	0.0903	0.2116	-0.2155	0.2330
7/00	36.2282	49	0.9122	0.7678	0.1632	0.4942	0.2080	-0.4065	0.2263
8/00	36.5253	49	0.9062	0.5915	0.1626	0.2630	0.2182	0.0142	0.2166
9/00	19.0696	49	1.0000	0.7978	0.1751	0.4885	0.2409	-0.1195	0.2529
10/00	30.3752	49	0.9831	0.6032	0.1517	0.2705	0.2229	-0.1719	0.2245
11/00	42.7747	49	0.7222	0.5484	0.1444	0.2115	0.1962	-0.0136	0.2286
12/00	28.3088	49	0.9922	0.5497	0.1476	0.2269	0.2098	-0.0731	0.2166
1/01	21.0098	49	0.9998	0.5085	0.1479	0.3745	0.2089	0.0633	0.2182
2/01	18.8869	49	1.0000	0.9420	0.1695	0.1732	0.2438	-0.0204	0.2678

3/01	25.7318	49	0.9975	0.4449	0.1454	0.0216	0.2080	0.2535	0.2336
4/01	23.5331	49	0.9992	0.6659	0.1659	0.2728	0.2317	0.2453	0.2306
5/01	48.9064	49	0.4769	0.5950	0.1501	0.0766	0.1985	0.1898	0.2086
6/01	15.2192	49	1.0000	0.1239	0.1729	0.5512	0.2790	0.2991	0.2867
7/01	24.3827	49	0.9988	0.3432	0.1465	0.0659	0.1875	0.1229	0.2238
8/01	26.0321	49	0.9971	0.9130	0.1785	0.1918	0.2687	0.0328	0.2975
9/01	18.6862	49	1.0000	0.6157	0.1823	0.3287	0.2833	0.0531	0.3132
10/01	28.7433	49	0.9907	0.5982	0.1772	0.3912	0.2472	0.1327	0.2447
11/01	16.7835	49	1.0000	0.5759	0.1505	0.8363	0.3063	-0.3695	0.3013
12/01	21.8430	49	0.9997	0.4296	0.1869	-0.0597	0.2813	0.2041	0.3085

Примечание. В таблице приведены: G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с ценовыми планами, и стандартные ошибки (SE).

Поскольку данные о прогнозах изменения платежеспособного и бартерного спроса имеются за более длительный период времени, то представляется целесообразным оценить параметры модели, в которую входят только эти два вида спроса. Качество подгонки такой "усеченной" модели стало хуже, но в явном большинстве случаев модель сохранила хороший наблюдаемый уровень значимости отношения правдоподобия. Всегда положительны и почти всегда статистически значимы были коэффициенты для прогнозов изменения платежеспособного спроса (см. рис.10). Статистически незначимы они были в конце 1998 - начале 1999 гг., когда нормальный (за счет денежного спроса) промышленный рост только начинался. А вот коэффициенты прогнозов изменения бартерного спроса, наоборот, были статистически значимы в этот период, затем они утратили значимое влияние на ценовые планы. Более того, среди них стали встречаться отрицательные значения. Вновь статистически значимое влияние прогнозов бартерного спроса было зарегистрировано в конце 2001 г., когда в российской промышленности началось резкое сокращение продаж за деньги и предприятия стали выражать готовность увеличить объемы бартера.

Рис.10



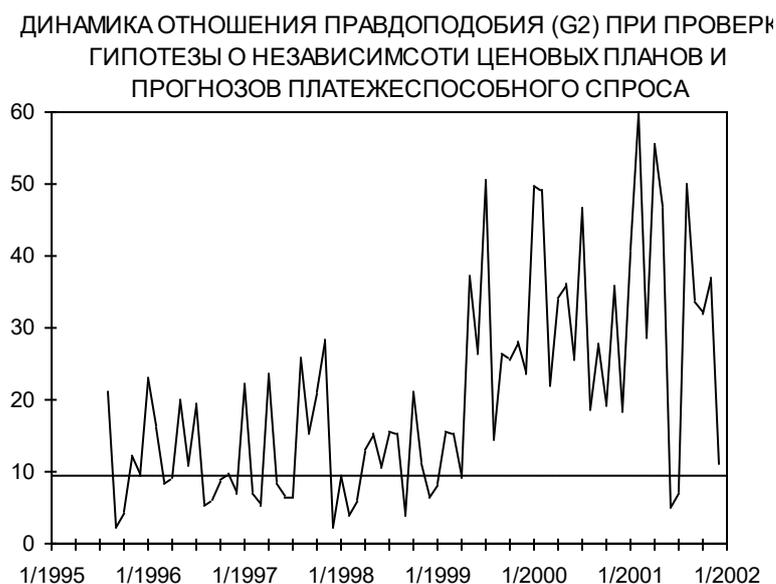
Добавим в предыдущую модель прогнозы изменения спроса с целью выяснения состава прогнозных факторов, определяющих ценовые планы предприятий. Получим следующую модель:

$$P_t^* = f(D_t^*, B_t^*, C_t^*),$$

Самый длительный период мониторинга за прогнозами платежеспособного спроса позволяет исследовать влияние этого показателя на ценовую политику предприятий в 1995-2001 гг. В этом случае будет использована логлинейная модель, имеющая только одно линейное взаимодействие, а также проверена гипотеза о независимости планов и прогнозов.

Проверка гипотезы о независимости параметров модели показала, как и следовало ожидать, что до 1999 г. предприятия довольно часто позволяли себе пренебрегать возможными изменениями платежеспособного спроса при выработке ценовой политики. Отношение правдоподобия для модели, предполагающей независимость этих двух показателей, не позволяло уверенно отвергнуть эту гипотезу. А в 1999-2001 гг. расхождение фактических и модельных данных стало гораздо выше и лишь единожды (в июне-июле 2001 г.) гипотеза о независимости не может быть отвергнута (см. рис.11).

Рис.11



Теперь введем в предыдущую модель линейное взаимодействие планов и прогнозов. Качество подгонки модели возросло, но не во всех случаях наблюдаемый уровень значимости превысил 5% порог. Причем, принципиальных изменений в период дефолта этот показатель не претерпел. А вот коэффициент модели, оценивающий корреляцию рангов, имел предполагаемую динамику. До дефолта он мог иметь отрицательные знаки, и не часто был статистически значим. А с 1999 г. ценовые планы и прогнозы спроса стали постоянно характеризоваться положительной связью, которая всегда была статистически значима.

В заключение рассмотрим логлинейную модель с участием тех факторов, которые по результатам предыдущих тестов имели статистически значимое влияние на ценовые планы

предприятий. К их числу относятся предшествующие фактические изменения цен (P_t), предшествующие фактические изменения платежеспособного спроса (D_t) и прогнозы изменения платежеспособного спроса (D_t^*):

$$P_t^* = f(P_t, D_t, D_t^*).$$

Такая модель имела очень высокое качество в течение всего периода мониторинга (1995-2001гг.). Всегда положительны и всегда статистически значимы были коэффициенты предшествующих фактических изменений цен. Этот фактор имел самое сильное влияние на ценовые планы предприятий. На втором месте по степени воздействия находятся прогнозы изменения спроса. Но постоянным статистически значимое влияние этого фактора стало лишь с мая 1999 г. До указанного момента влияние прогнозов спроса на ценовые планы было эпизодическим. Предшествующие фактические изменения платежеспособного спроса имели самое слабое воздействие на ценовые планы предприятий. Коэффициенты этого фактора были как положительны, так и отрицательны и никогда не имели статистически значимого влияния.

Подводя итог исследованию экстраполяционных моделей формирования ценовых планов российских промышленных предприятий можно сделать следующие выводы. Во-первых, такой класс моделей вполне может быть использован для описания формирования ценовых планов предприятий и исследования эволюции их поведения в условиях переходных экономик. Во-вторых, проверка базовой экстраполяционной модели показала, что такой простой принцип ценовой политики использовался предприятиями во времена "простой" ценовой ситуации. Но как только заработал рынок, такая простая ценовая модель перестал использоваться предприятиями. Этот вывод подтвердился исследованием другой модели ценовых планов. Предыдущие фактические изменения платежеспособного спроса стали учитываться предприятиями только после дефолта. В-третьих, неденежные виды спроса, скорее всего, не имели такого влияния на ценовые планы предприятий или имели очень слабое до начала роста продаж за деньги. В-четвертых, ценовые планы предприятий увязываются предприятиями в первую очередь с планами продаж за деньги, другие виды спроса не учитываются при ценовой политике.

5.2. Адаптивные модели формирования ценовых планов

Исследование адаптивных моделей формирования ценовых планов начнем с модели в "нежесткой" формулировке:

$$P_t^* = f(P_t, P_{t-1}^*),$$

где P_t^* - планируемые изменения цен, зарегистрированные в момент (опрос) t ; P_t - фактические изменения цен, зарегистрированные в момент (опрос) t ; P_{t-1}^* - планируемые из-

менения цен, зарегистрированные в предыдущий момент (опрос) $t-1$. Такая модель имела высокое, но не стабильное качество подгонки в 1994-1997 гг. и во второй половине 1998 г. - начале 1999 г. В другие периоды эта адаптивная модель, скорее всего, не может быть использована для описания формирования ценовых планов предприятий, т.к. наблюдаемый уровень значимости был ниже 5% порога и лишь эпизодически превосходил его. Коэффициенты модели были всегда положительны и всегда статистически значимы. При этом коэффициенты предыдущих прогнозов цен почти всегда превосходили коэффициенты предыдущих реализаций.

Ужесточим предыдущую постановку задачи, и рассмотрим зависимость очередных ценовых планов от точности реализации предыдущих планов:

$$P_t^* = f(\Phi(P_t, P_{t-1}^*)),$$

где $\Phi(P_t, P_{t-1}^*)$ - точность реализации предыдущих планов изменения цен P_{t-1}^* относительно фактических изменений цен P_t . Приведенная модель реже может быть использована (не может быть отвергнута) для описания формирования ценовых планов российских предприятий в 1994-2001 гг., чем предыдущая модель. Заметим, что, как и адаптивная модель в мягкой постановке, рассматриваемая модель имела допустимое качество в конце 1998 г. - начале 1999 г., когда российская промышленность "привыкала" к новым условиям работы при росте платежеспособного спроса.

Коэффициенты модели были почти всегда отрицательны и статистически значимы, что говорит о нежелании предприятий учитывать в своих прогнозах отклонения предыдущих реализаций от предыдущих прогнозов. Т.е. ранние прогнозы являются более важными для производителей, нежели последующая действительность. Этот вывод подтверждается и тем обстоятельством, что в "мягкой" адаптивной модели коэффициенты предыдущих планов превосходили коэффициенты предыдущих реализаций.

Если оставаться в рамках традиционных постановок адаптивных моделей, то рассмотренными выше конструкциями исчерпывается весь список моделей формирования ценовых планов. Однако нам представляется целесообразным расширить список адаптивных моделей формирования ценовых планов за счет использования точностей прогнозов различных видов спроса. Такие модели, как мы уже не раз отмечали, особенно интересны для исследования переходных экономик в силу того обстоятельства, что спрос (в первую очередь - платежеспособный) является самым болезненным индикатором для промышленных предприятий.

Рассмотрим теперь адаптивные модели, которые предполагают формирования ценовых планов в зависимости от точности предыдущих прогнозов трех видов спроса (платежеспособного, бартерного и прочего неденежного). Первая гипотеза состоит в том, что планы определяются в зависимости от точности прогнозов платежеспособного спроса:

$$P_t^* = f(\Phi(D_t, D_{t-1}^*)),$$

где $\Phi(D_t, D_{t-1}^*)$ - точность реализации предыдущих прогнозов изменения продаж за деньги D_{t-1}^* относительно фактических изменений этих продаж D_t . Если фактические продажи оказались лучше прогнозирувавшихся, то производитель имеет основания для повышения своих цен. Если фактические продажи, наоборот, оказались хуже прогнозов, то предприятие вправе планировать снижение цен. Совпадение прогнозов продаж с последующими реализациями свидетельствует о том, что ценовая политика выбрана верно и не нуждается в изменении.

Проверка такой модели не дала удовлетворительных результатов. Хотя качество подгонки оказалось в течение всего времени наблюдения очень высоким, но коэффициенты были то отрицательные, то положительные и всегда - статистически незначимы. Это свидетельствует о возможной независимости ценовых планов предприятий от точности предыдущих прогнозов изменения платежеспособного спроса. Для проверки последней гипотезы оценим логлинейную модель, не имеющую никакого взаимодействия факторов. Такая модель тоже имела очень хорошее качество подгонки. Поэтому следующим шагом анализа должно стать сопоставление качества подгонки двух моделей. Поскольку прирост качества за счет добавления линейного взаимодействия факторов оказался незначительным, то мы не можем отвергнуть гипотезу о том, что для описания взаимодействия исследуемых факторов достаточно более простой модели.

Аналогичные ситуации складывались при проверке гипотез о формировании ценовых планов предприятий под воздействием только точностей реализации прогнозов бартерного спроса и точностей прогнозов прочих неденежных видов спроса. Модели с включением линейного взаимодействия факторов имели хорошее качество подгонки, но нестабильные знаки коэффициентов, которые всегда были статистически незначимы. Сравнение моделей с участием и без участия линейного взаимодействия факторов свидетельствовало в пользу независимости ценовых планов от точности прогнозов неденежных видов спроса.

Теперь проверим влияние на ценовые планы предприятий точности прогнозов всех видов спроса одновременно. Модель имеет вид:

$$P_t^* = f(\Phi(D_t, D_{t-1}^*), \Phi(B_t, B_{t-1}^*), \Phi(N_t, N_{t-1}^*)).$$

Качество подгонки этой модели было высоким и стабильным: наблюдаемый уровень значимости лишь один раз опустился ниже 0,9 (см. табл.16). Но коэффициенты модели для всех факторов были как положительные, так и отрицательные. Статистически значимы все коэффициенты были очень редко, чаще значимое положительное влияние в 2000-2001 гг. встречалось у точности прогнозов бартерного спроса. Удовлетворительными такие результаты назвать сложно. Получается, что из всех видов спроса российские промышленные

предприятия при планировании цен на следующий период учитывают отклонения от прогнозов лишь фактических объемов чисто неденежных сделок.

Таблица 16. Характеристики влияния точностей прогнозов платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на ценовые планы предприятий

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для точностей прогнозов					
				платежеспособного спроса		бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE
2/00	30.1747	49	0.9842	0.4802	0.1630	0.1079	0.1633	-0.1547	0.1832
3/00	26.0374	49	0.9971	0.1598	0.1490	0.4660	0.1659	0.0043	0.1921
4/00	46.9886	49	0.5550	0.1713	0.1263	0.3269	0.1517	-0.0676	0.1675
5/00	16.1888	49	1.0000	0.0649	0.1452	0.1281	0.1503	0.1957	0.1753
6/00	34.6883	49	0.9391	0.2740	0.1317	0.3016	0.1516	-0.0110	0.1552
7/00	23.2876	49	0.9993	0.3725	0.1473	0.4107	0.1863	-0.0304	0.2089
8/00	27.2233	49	0.9951	0.0357	0.1466	0.4348	0.1866	-0.0531	0.1882
9/00	27.6529	49	0.9941	0.2140	0.1439	0.2632	0.1842	0.1632	0.1956
10/00	21.6235	49	0.9998	0.1929	0.1472	0.1522	0.1895	0.2131	0.2294
11/00	20.2354	49	0.9999	-0.0396	0.1446	0.1891	0.1825	0.3137	0.1972
12/00	33.6061	49	0.9542	-0.0067	0.1442	0.0090	0.1881	0.4227	0.2120
1/01	22.7955	49	0.9995	-0.0723	0.1419	0.2322	0.1724	0.2730	0.1825
2/01	31.9092	49	0.9721	0.1729	0.1350	0.2909	0.1822	-0.1508	0.1941
3/01	29.5714	49	0.9873	0.2106	0.1401	-0.0441	0.1948	0.3279	0.1986
4/01	26.5130	49	0.9964	0.1623	0.1290	0.2162	0.1825	0.3176	0.2027
5/01	38.3702	49	0.8631	0.2356	0.1389	0.0137	0.1716	0.1268	0.1663
6/01	19.1641	49	1.0000	0.0782	0.1436	0.1806	0.1789	0.1425	0.1863
7/01	61.5547	49	0.1075	0.2606	0.1531	0.0937	0.1832	0.1160	0.1857
8/01	28.6744	49	0.9910	0.1034	0.1605	0.3540	0.1977	0.1893	0.2005
9/01	28.8659	49	0.9903	-0.1563	0.1562	0.4579	0.1976	0.1540	0.2198
10/01	18.6351	49	1.0000	0.1760	0.1720	0.4077	0.2122	-0.0479	0.2126
11/01	28.8586	49	0.9903	0.4329	0.1584	-0.2412	0.2162	0.2422	0.2212
12/01	15.8789	49	1.0000	0.2109	0.1753	0.1850	0.2274	0.1558	0.2231

Примечание. В таблице приведены: G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с ценовыми планами, и стандартные ошибки (SE).

Введем в предыдущую модель еще и точность предшествующих ценовых планов. В результате получим конструкцию, которая предполагает, что очередные планы изменения цен формируются под воздействием точностей прогнозирования и планирования сразу четырех факторов:

$$P_t^* = f(\Phi(P_t, P_{t-1}^*), \Phi(D_t, D_{t-1}^*), \Phi(B_t, B_{t-1}^*), \Phi(N_t, N_{t-1}^*)).$$

Эта модель имела идеально высокое качество подгонки: наблюдаемый уровень значимости был максимальным (см. табл.17). Коэффициенты модели были стабильно положительны и достаточно часто статистически значимы только для точностей прогнозов платежеспособного и бартерного видов спроса. Вексельный и зачетный спрос имел хотя и поло-

жительное, но незначимое влияние на очередные ценовые планы. А точность предыдущих планов цен имела отрицательное и также незначимое воздействие. Сравнение коэффициентов платежеспособного и бартерного спросов опять свидетельствует в пользу прямых товарообменных операций. Их влияние на ценовые планы оказывалось сильнее воздействия денежных продаж.

Таблица 17. Характеристики влияния точностей предыдущих ценовых планов и прогнозов платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на очередные ценовые планы предприятий

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели							
				$\Phi(P_t, P^*_{t-1})$		$\Phi(D_t, D^*_{t-1})$		$\Phi(B_t, B^*_{t-1})$		$\Phi(N_t, N^*_{t-1})$	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE	β	SE
2/00	49.5716	156	1.0000	-0.1066	0.1676	0.6119	0.1902	0.3387	0.1772	0.0217	0.1949
3/00	42.2536	156	1.0000	-0.1019	0.1611	0.2498	0.1614	0.6693	0.1821	0.1403	0.1841
4/00	81.3211	156	1.0000	-0.0187	0.1417	0.3023	0.1395	0.3769	0.1613	0.0552	0.1673
5/00	57.3355	156	1.0000	-0.2809	0.1437	0.2685	0.1489	0.4305	0.1618	0.2597	0.1912
6/00	65.8673	156	1.0000	-0.1641	0.1251	0.3426	0.1382	0.4584	0.1526	0.1070	0.1591
7/00	51.0890	156	1.0000	-0.4323	0.1439	0.6532	0.1714	0.7025	0.2055	-0.0084	0.2123
8/00	42.1533	156	1.0000	-0.3271	0.1624	0.2576	0.1668	0.5122	0.1961	0.3926	0.2232
9/00	45.0202	156	1.0000	0.0189	0.1600	0.3091	0.1694	0.5331	0.2110	0.4205	0.2060
10/00	48.1348	156	1.0000	-0.1077	0.1425	0.4156	0.1560	0.3578	0.2063	0.2971	0.2513
11/00	56.0727	156	1.0000	-0.2743	0.1491	0.1993	0.1525	0.4684	0.2057	0.4135	0.2082
12/00	67.9357	156	1.0000	-0.2077	0.1495	0.2786	0.1514	0.3371	0.2079	0.3944	0.2300
1/01	47.8146	156	1.0000	-0.1256	0.1512	0.1579	0.1485	0.4322	0.1735	0.2858	0.1822
2/01	85.8954	156	1.0000	-0.1991	0.1433	0.4202	0.1423	0.4434	0.1845	0.0938	0.1959
3/01	53.7039	156	1.0000	0.2874	0.1519	0.1742	0.1563	0.0676	0.2110	0.4287	0.2315
4/01	59.7801	156	1.0000	-0.2013	0.1469	0.3369	0.1452	0.3200	0.1739	0.4264	0.1959
5/01	69.2550	156	1.0000	-0.2164	0.1617	0.6643	0.1615	0.3540	0.2087	0.2182	0.1850
6/01	59.3044	156	1.0000	-0.3117	0.1521	0.3555	0.1412	0.4046	0.1953	0.3379	0.1950
7/01	65.9341	156	1.0000	-0.1522	0.1637	0.4027	0.1638	0.2904	0.2015	0.2850	0.2068
8/01	74.3633	156	1.0000	-0.2165	0.1688	0.3365	0.1690	0.4385	0.2139	0.3067	0.2153
9/01	55.3656	156	1.0000	-0.1062	0.1643	0.2148	0.1757	0.7092	0.2315	0.3674	0.2263
10/01	42.2442	156	1.0000	-0.3795	0.1957	0.4859	0.1909	0.6441	0.2392	0.1553	0.2345
11/01	68.2003	156	1.0000	-0.4207	0.1789	0.6520	0.1703	0.1949	0.2381	0.6279	0.2441
12/01	21.7645	156	1.0000	-0.0729	0.2032	0.3763	0.2009	0.5741	0.2821	0.1743	0.2496

Примечание. В таблице приведены: G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с ценовыми планами, и стандартные ошибки (SE).

Продолжим анализ адаптивных моделей формирования ценовых планов с использованием "перекрестных" точностей планов выпуска - точностей предыдущих планов выпуска относительно последующих фактических изменений основных видов спроса. При таких постановках мы предполагаем, что лучшая фактическая динамика спроса относительно предыдущих планов выпуска позволяет предприятиям планировать увеличение цен. Причины неполного удовлетворения спроса могут быть самыми разными (просчеты планирования

производства, нехватка сырья, недостаток запасов готовой продукции и пр.), но результат один - спрос превысил производственные возможности, и у производителя появились основания для увеличения цен. В ситуации, когда фактические изменения спроса отклонялись в худшую сторону от планов изменения выпуска, производитель, наоборот, имеет основания для снижения цен, чтобы избежать затоваривания своих складов. Совпадение производственных планов и изменений спроса свидетельствует о правильно выбранной ценовой политике, которая может остаться неизменной.

Как и раньше, начнем анализ с проверки гипотез о том, что цены формируются под влиянием точностей планов производства относительно каждого спроса по отдельности. Для платежеспособного спроса адаптивная модель с использованием точности планов выпуска относительно последующих фактических изменений продаж имеет вид:

$$P_t^* = f(\Phi(D_t, Q_{t-1}^*)).$$

где $\Phi(D_t, Q_{t-1}^*)$ - точность реализации предыдущих производственных планов Q_{t-1}^* относительно последующих фактических изменений платежеспособного спроса D_t . Качество подгонки приведенной модели было очень высоким, но коэффициенты модели имели то положительные, то отрицательные знаки и крайне редко были статистически значимы. Можно выделить лишь один период, когда коэффициенты были положительны и статистически значимы. Такое было непосредственно перед дефолтом 1998 г. и сразу после него. Тогда, видимо, рассогласование динамики платежеспособного спроса и планов выпуска были настолько существенны, что предприятия вынуждены были учитывать их при корректировке цен. Однако, в целом для всего периода мониторинга (1993-2001 гг.) такая адаптивная модель формирования ценовых планов, скорее всего, не может быть использована. Этот вывод подтверждается и проверкой гипотезы о независимости входящих в модель переменных. Логлинейная модель без взаимодействия имела хорошее качество подгонки. В подавляющем числе случаев (месяцев) наблюдаемый уровень значимости уверенно превосходил порог 5%. Это потребовало проверки целесообразности усложнения модели за счет добавления линейного взаимодействия ценовых планов и точности производственных планов. Необходимость использования взаимодействия оказалась оправданной в 10 случаях из 89, но в эти месяцы модель имела как отрицательные, так и положительные коэффициенты. Таким образом, приведенная модель все же не подходит для описания формирования ценовых планов российских промышленных предприятий.

Бартерный спрос также не учитывался российскими предприятиями при ценовой политике. Проверка модели с использованием только точности производственных планов относительно фактических изменений прямых товарообменных операций:

$$P_t^* = f(\Phi(B_t, Q_{t-1}^*)).$$

показала хорошее качество подгонки, но отрицательные и очень редко статистически значимые коэффициенты. Последнее свидетельствует в пользу того, что бартерный спрос не учитывается должным образом при выработке цен предприятий. Редкая статистическая значимость коэффициентов указывает на возможность исключения линейного взаимодействия параметров модели. В результате исследования такой модели будет проверена гипотеза о независимости ценовых планов и точности производственных планов. Качество подгонки оказалось высоким: наблюдаемый уровень значимости в редких случаях опускался ниже 5%, а его среднее значение составило 0,41. Сопоставление двух моделей показало, что гипотеза о целесообразности использования более простой из них не может быть отвергнута. В тех же случаях, когда тест показал преимущество модели с включением линейного взаимодействия P_t^* и $\Phi(B_t, Q_{t-1}^*)$, коэффициенты модели были отрицательны и статистически значимы.

Последняя простая адаптивная модель с использованием перекрестной точности использует в качестве "эталона" для планов выпуска фактические изменения прочих денежных видов (векселя, зачеты и пр.). Эта модель имела высокое, но нестабильное качество подгонки. Коэффициенты модели были как положительны, так и отрицательны. Статистически значимы они были только в последнем случае. И опять плохое "качество" коэффициентов подсказывает необходимость проверки средствами логлинейного анализа гипотезы о независимости исследуемых факторов. Модель без линейного взаимодействия в большинстве случаев имела хорошее качество подгонки, что говорит в пользу ее использования для описания влияния точности планов выпуска на ценовые намерения предприятий. Сопоставление качества подгонки двух моделей не отвергло эту гипотезу. Лишь в трех случаях из 24 (количество месяцев мониторинга динамики вексельных и зачетных сделок в российской промышленности) ценовые планы находились скорее под воздействием точностей реализации производственных планов относительно указанных видов спроса. Но влияние это было отрицательным.

В заключение рассмотрим модель, в которую включены точности планов производства относительно последующих фактических реализаций всех трех видов спроса:

$$P_t^* = f(\Phi(Q_t, D_{t-1}^*), \Phi(Q_t, B_{t-1}^*), \Phi(Q_t, N_{t-1}^*)).$$

Такая объединенная модель имела очень высокое качество подгонки: наблюдаемый уровень значимости в большинстве случаев превосходил 0,9 (см. табл.18). Больше всего положительных коэффициентов было получено для точности относительно платежеспособного спроса. Лишь в 3 случаях из 24 эти коэффициенты имели отрицательный знак. Но значимы они были лишь в 30% случаев, чаще всего - в середине 2001 г. Коэффициенты бартерного спроса были отрицательны в половине случаев и лишь один раз - статистически значимы. Влияние точности относительно прочих денежных видов спроса было как отри-

цательным, так и положительным и ни разу - статистически значимым. Таким образом, из трех видов спроса, одновременный мониторинг которых велся ИЭПП в течение двух последних лет, чаще всего при выработке ценовых планов учитывались отклонения выпуска от объемов продаж за деньги. Все другие способы реализации оказывали существенно меньшее влияние на ценовую политику предприятий. Впрочем, и платежеспособный спрос все-таки был не так уже и важен российским предприятиям при адаптивном планировании цен.

Таблица 18. Характеристики влияния точностей производственных планов относительно фактических изменений платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на ценовые планы предприятий

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для точностей планов относительно					
				Платежеспособного спроса		бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE
1/00	42.3375	49	0.7383	0.2147	0.1410	-0.0703	0.1952	0.0503	0.1828
2/00	46.4701	49	0.5763	-0.0062	0.1532	0.0325	0.1598	0.1089	0.1661
3/00	54.7342	49	0.2660	0.1492	0.1316	-0.1514	0.1486	0.1413	0.1721
4/00	42.7100	49	0.7246	0.2626	0.1363	0.0329	0.1975	-0.1082	0.2043
5/00	25.0416	49	0.9982	0.3111	0.1495	0.0003	0.1971	-0.1117	0.2085
6/00	28.3592	49	0.9920	0.1524	0.1399	0.1638	0.1661	-0.0995	0.1775
7/00	24.3940	49	0.9987	0.2266	0.1543	-0.1027	0.2345	0.1908	0.2280
8/00	17.4494	49	1.0000	0.2327	0.1622	0.1735	0.2239	-0.1085	0.2491
9/00	31.3253	49	0.9768	-0.1290	0.1531	-0.1148	0.1932	0.3832	0.2055
10/00	22.4140	49	0.9996	0.3368	0.1622	0.1647	0.1995	-0.1541	0.2220
11/00	41.9072	49	0.7537	0.0172	0.1502	0.1318	0.1856	-0.0539	0.2037
12/00	36.3674	49	0.9094	0.1730	0.1465	-0.1081	0.2354	0.0274	0.2450
1/01	27.1889	49	0.9951	0.0180	0.1431	-0.0343	0.2102	0.2672	0.2057
2/01	18.4441	49	1.0000	0.2649	0.1584	0.1967	0.2411	-0.2889	0.2564
3/01	42.2993	49	0.7396	0.3957	0.1548	-0.2422	0.2229	0.0382	0.2349
4/01	54.2629	49	0.2808	0.2881	0.1420	-0.0188	0.1794	-0.0820	0.1997
5/01	43.5130	49	0.6944	0.2920	0.1391	0.0927	0.1825	-0.0901	0.1960
6/01	19.9151	49	0.9999	-0.0010	0.1415	-0.0735	0.2103	0.2769	0.2159
7/01	31.2361	49	0.9774	0.4811	0.1713	0.0856	0.1862	-0.2895	0.2164
8/01	33.4393	49	0.9562	0.2295	0.1693	0.5311	0.2465	-0.4876	0.2537
9/01	30.4465	49	0.9827	0.1052	0.1886	0.1923	0.2521	-0.1908	0.2600
10/01	25.6977	49	0.9976	0.1133	0.1673	0.0657	0.2518	0.0912	0.2550
11/01	29.4926	49	0.9877	0.5121	0.1645	-0.0196	0.2504	-0.1181	0.2396
12/01	20.3601	49	0.9999	0.1856	0.1864	-0.2442	0.3039	0.2087	0.3205

Примечание. В таблице приведены: G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с ценовыми планами, и стандартные ошибки (SE).

Подводя итог использованию адаптивных моделей для описания формирования ценовых прогнозов можно сделать следующие выводы. Во-первых, адаптивные модели, как и в случае выпуска, плохо описывают формирование ценовых планов российских промыш-

ленных предприятий. Во-вторых, не было получено статистических аргументов в пользу того, что точности прогнозов основных видов спроса учитываются при ценовом планировании в российской промышленности. В-третьих, при использовании в модели точностей прогнозов всех видов спроса одновременно оказалось, что сильнее всего на ценовые планы влияет точность бартерного спроса и - меньше - платежеспособного. В-четвертых, не подтверждаются предположения о влиянии (по отдельности) на ценовые планы "перекрестных" точностей планов выпуска относительно всех видов спроса. Проверка модели с использованием всех перекрестных точностей показала, что лишь отклонения планов выпуска от платежеспособного спроса иногда корректно учитывалось предприятиями в ценовой политике. Но устойчивым это влияние не было.

5.3 Обучения-на-ошибках модели формирования ценовых планов

Исследование моделей обучения на ошибках формирования (пересмотра) ценовых планов начнем с базовой модели:

$$\Delta(P_t^*, P_{t-1}^*) = f(\Phi(P_t, P_{t-1}^*)).$$

где $\Delta(P_t^*, P_{t-1}^*)$ - изменение направления ценовых планов, зарегистрированных между двумя моментами (опросами) t и $t-1$; $\Phi(P_t, P_{t-1}^*)$ - точность реализации первых из двух планов изменения цен P_{t-1}^* относительно фактических изменений цен P_t .

Качество подгонки этой модели оказалось нестабильным: наблюдаемый уровень значимости изменялся в очень широких пределах, особенно - в 1995 и 1997-1998 гг. (см. рис.12). Однако после дефолта 1998 г. (т.е. с началом нормального промышленного роста) качество модели определенно улучшилось и стало более стабильным. Коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы. Таким образом, базовая модель обучения на ошибках после дефолта становится все более "работоспособной": предприятия начинают учитывать отклонения ценовых планов от реализаций при пересмотре своих очередных планов.



Использование в качестве независимой переменной точности прогнозов спроса относительно фактических реализаций спроса также может быть, на наш взгляд, исследована в рамках этого класса моделей. При такой постановке мы предполагаем, что лучшие (чем прогнозировавшиеся) продажи продукции позволяют предприятиям пересмотреть свои ценовые прогнозы в сторону увеличения. При худших продажах предприятия, наоборот, вправе пересмотреть свои цены в сторону снижения. Тогда модель обучения на ошибках формирования цен имеет вид:

$$\Delta(P_t^*, P_{t-1}^*) = f(\Phi(D_t, D_{t-1}^*)).$$

$\Phi(D_t, D_{t-1}^*)$ - точность реализации прогнозов изменения продаж D_{t-1}^* относительно фактических изменений платежеспособного спроса D_t . Аналогичным образом формулируются модели и для других видов спроса.

Все простые модели, использующие в качестве независимой переменной точность прогнозов одного из видов спроса, имели хорошее качество подгонки (см. рис.13), но нестабильные (т.е. и положительные, и отрицательные) и статистически незначимые коэффициенты. Последнее обстоятельство указывает на необходимость проверки логлинейных моделей без включения линейного взаимодействия параметров. Результаты такой проверки показали, что гипотеза о независимости наших переменных не может быть отвергнута. А сопоставление качества подгонки моделей свидетельствует, что усложнение модель за счет линейного взаимодействия является нецелесообразным. Таким образом, точность прогнозов каждого из трех видов спроса, скорее всего, не учитывается российскими промышленными предприятиями при пересмотре ценовых прогнозов.



Проверим теперь более сложные модели, в которых в качестве независимых переменных фигурируют точности более чем одного вида спроса. Рассмотрим сначала модель с точностями прогнозов платежеспособного и бартерного спросов:

$$\Delta(P_t^*, P_{t-1}^*) = f(\Phi(D_t, D_{t-1}^*), \Phi(B_t, B_{t-1}^*)).$$

Она имела высокое качество подгонки по отношению правдоподобия почти для всего периода мониторинга этих двух видов спроса (август 1998 г. - 2001 г.). Но оба коэффициента были как положительными, так и отрицательными и почти всегда - статистически незначимы. Последнее обстоятельство подсказывает, что параметры модели могут быть независимы. Проверка этого предположения показала, что гипотеза о независимости не может быть отвергнута. Наблюдаемый уровень значимости всегда (кроме трех случаев, приходящихся на январские и майский опросы) и уверенно превышал пятипроцентный порог. Сравнение качества подгонки двух моделей свидетельствует, что снижение величины отношения правдоподобия в большинстве случаев невелико и гипотеза о предпочтительности простой модели (т.е. без взаимодействия зависимой и независимых переменных) не может быть отвергнута. Таким образом, предположение о том, что точность платежеспособного и бартерного спроса учитывается при корректировке цен, не подтвердилось.

Усложним предыдущую модель за счет добавления точности выпуска относительно прочих неденежных видов спроса. Логлинейная модель с включением линейных взаимодействий точностей всех видов спроса с зависимой переменной имела очень хорошее и стабильное качество подгонки. Наблюдаемый уровень значимости лишь четыре раза за два года опустился ниже 0,8 (см. табл.19).

Таблица 19. Характеристики влияния точностей прогнозов платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на корректировку ценовых планов

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для прогнозов					
				платежеспособного спроса		Бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE
2/00	28.8608	49	0.9903	0.3721	0.1610	0.0838	0.1542	0.1249	0.1687
3/00	39.9810	49	0.8174	0.3247	0.1469	0.3183	0.1534	0.1412	0.1649
4/00	50.2469	49	0.4238	0.1604	0.1146	0.4242	0.1337	-0.0557	0.1590
5/00	46.2193	49	0.5865	0.2387	0.1313	0.2680	0.1411	0.0924	0.1546
6/00	49.9823	49	0.4341	0.2830	0.1203	0.2627	0.1398	-0.0326	0.1555
7/00	43.8690	49	0.6807	0.3107	0.1436	0.3580	0.1500	-0.0289	0.1637
8/00	18.1787	49	1.0000	0.2889	0.1809	0.3153	0.2019	0.1628	0.2326
9/00	38.7228	49	0.8537	0.1646	0.1351	0.3787	0.1647	0.1464	0.1774
10/00	20.1919	49	0.9999	0.3669	0.1442	-0.0702	0.1878	0.4327	0.2335
11/00	36.6596	49	0.9034	0.3351	0.1527	0.2572	0.1600	0.1014	0.1932
12/00	32.6810	49	0.9647	0.1870	0.1284	0.2649	0.1896	0.1759	0.2014
1/01	34.5442	49	0.9413	0.1634	0.1240	0.1459	0.1662	0.3060	0.1760
2/01	37.6337	49	0.8815	0.3108	0.1309	0.3411	0.1699	-0.1284	0.1728
3/01	28.7991	49	0.9905	0.3101	0.1347	0.0765	0.1674	0.3293	0.1729
4/01	34.8174	49	0.9371	0.2645	0.1261	-0.1737	0.1739	0.4787	0.2044
5/01	36.2903	49	0.9109	0.3665	0.1478	0.0705	0.1876	0.1920	0.1891
6/01	28.4149	49	0.9919	0.3059	0.1255	0.1644	0.1685	0.2159	0.1507
7/01	36.2196	49	0.9123	0.4069	0.1516	0.3782	0.1952	-0.0247	0.1988
8/01	31.5067	49	0.9754	0.1852	0.1501	0.3418	0.2128	0.1395	0.1992
9/01	25.1873	49	0.9981	0.3083	0.1691	0.6148	0.2473	0.0762	0.2455
10/01	20.3081	49	0.9999	0.4004	0.1589	0.3637	0.2256	-0.0639	0.2210
11/01	28.6840	49	0.9909	0.4958	0.1523	-0.4348	0.2225	0.5486	0.2333
12/01	26.0843	49	0.9971	0.4642	0.1715	-0.0738	0.2404	0.0809	0.2310

Примечание. В таблице приведены: G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с изменением ценовых планов, и стандартные ошибки (SE).

Коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы для точностей прогнозов платежеспособного спроса. Реже статистически значимым было влияние на пересмотр ценовых планов точностей бартерного спроса. Среди этих коэффициентов были как отрицательные, так и положительные величины. И лишь два раза статистически значимым было влияние точностей прогнозов неденежных видов спроса. Последнее обстоятельство свидетельствует о возможности упрощения модели за счет исключения взаимодействия зависимой переменной с точностью предвидения изменений вексельных и зачетных сделок. Такая упрощенная модель также имела хорошее качество подгонки (худшее, конечно, чем у исходной модели). Но рост величины отношения правдоподобия в большинстве (20 из 23) был настолько мал, что с высокой степенью уверенности можно утверждать о целесообразности использования упрощенной логлинейной модели. Положительным и

почти всегда статистически значимым в такой модели было влияние только точностей прогнозов платежеспособного спроса. Воздействие точностей бартерного спроса было, как правило, положительным (кроме двух последних месяцев 2001 г.) и достаточно часто статистически значимым. Дальнейшее упрощение модели за счет исключения линейного взаимодействия с точностью бартера оказалось нецелесообразным. Качество новой модели падало слишком сильно в 19 случаях из 23. Таким образом, механизм пересмотра цен в российской промышленности находится в основном под влиянием точности прогнозов реализации продукции за деньги и по бартеру.

Для завершения исследования влияния точностей прогнозов выпуска и спроса на механизм пересмотра ценовых планов рассмотрим модели, в которых в качестве независимых переменных используются точности планов выпуска относительно последующих фактических изменений различных видов спроса. При такой формулировке модели обучения на ошибках мы предполагаем, что предприятия при пересмотре своих ценовых планов учитывают отклонения фактического спроса от планировавшегося ранее изменения производства. Если изменения объемов фактической реализации оказывались лучше (оптимистичнее) планов выпуска, то производители могут пересмотреть свои ценовые планы в сторону роста или неизменности, притом что раньше они планировали их снижение. В ситуации, когда изменение спроса оказалось хуже планов выпуска, предприятия могут пересмотреть свои ценовые планы в другую сторону. Использование в качестве независимых переменных "перекрестных" точностей планов выпуска относительно различных видов спроса является, на наш взгляд, хорошим показателем рыночности поведения производителей, поскольку увязывает изменения спроса и выпуска.

Проверка моделей, в которых предполагается зависимость пересмотра прогноза цен от точности планов выпуска относительно различных видов спроса по отдельности, продемонстрировала неудовлетворительные результаты. Точность относительно каждого из трех видов спроса не влияет на изменения ценовых прогнозов. Во всех случаях модели имели хорошее качество подгонки, но плохие коэффициенты, последние были и положительными, и отрицательными, и статистически незначимыми. Проверка моделей без линейных взаимодействий параметров показала, что последние также обеспечивают приемлемое качество подгонки к эмпирическим данным. Сравнение отношений правдоподобия продемонстрировало, что гипотеза о целесообразности использования простых моделей (т.е. без линейного взаимодействия) не может быть отвергнута. Лишь эпизодически логлинейные модели с включением взаимодействия демонстрировали свое превосходство.

Аналогичные результаты были получены при проверке усложненной модели, где в качестве независимых переменных используются точности планов выпуска относительно платежеспособного и бартерного спроса одновременно:

$$\Delta(P_t^*, P_{t-1}^*) = f(\Phi(D_t, Q_{t-1}^*), \Phi(B_t, Q_{t-1}^*)).$$

Модель с линейными взаимодействиями имела хорошее качество подгонки, но "плохие" коэффициенты, особенно - для точности относительно бартерного спроса. Исключение линейного взаимодействия с упомянутой переменной сохранило хорошее качество модели. Снижение величины отношения правдоподобия лишь в двух случаях из 42 свидетельствовало о преимуществе более сложной модели. Но и в "усеченной" конструкции коэффициенты точности планов выпуска относительно платежеспособного спроса не были стабильно статистически значимы. Проверка еще более простой модели (т.е. проверка гипотезы о независимости и от платежеспособного и бартерного спросов) также дала удовлетворительное качество подгонки. Сравнение качества двух последних моделей показало, что в большинстве случаев все-таки предпочтительней является самая простая модель - т.е. предположение о независимости изменения ценовых планов от точностей выпуска относительно платежеспособного и бартерного спросов. Однако, в тринадцати случаях, которые имели место с марта 1999 г., в логлинейной модели должна присутствовать связь с точностью планов выпуска относительно продаж за деньги. Иными словами, спрос начинает учитываться после дефолта.

Проверка логлинейной модели с участием точностей относительно всех трех видов спроса дала столь же неочевидные результаты. Во-первых, в модели с включением всех трех линейных взаимодействий независимых переменных с зависимой все коэффициенты могли быть и отрицательными, и положительными. Статистически значимы они были крайне редко. При этом модель имела хорошее качество подгонки (см. табл.20). Во-вторых, модель без линейных взаимодействий также имела во всех случаях хорошее качество подгонки. Но добавление взаимодействия зависимой переменной с точностью относительно платежеспособного спроса существенно улучшило величину отношения правдоподобия, а коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы. В-третьих, дальнейшее усложнение модели за счет линейного взаимодействия с точностью относительно бартерного спроса оказалось в большинстве случаев нецелесообразным из-за незначительного улучшения отношения правдоподобия и резкого ухудшения качества коэффициентов для точности относительно платежеспособного спроса. Среди них появились отрицательные значения, и большинство стало статистически незначимыми. Коэффициенты для бартерного спроса имели похожие "проблемы". Таким образом, можно говорить лишь об учете отклонений планов выпуска от продаж за деньги при корректировке ценовых планов. Но уверенно утверждать, что это предположение не может быть отвергнуто, все-таки сложно.

Таблица 20. Характеристики влияния точностей планов выпуска относительно платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на корректировку ценовых планов

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для планов выпуска относительно					
				платежеспособного спроса		бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE
1/02	53.9195	49	0.2918	0.2050	0.1462	0.0650	0.1964	0.1145	0.2049
2/00	24.9155	49	0.9984	0.1787	0.1566	0.1180	0.1791	0.0382	0.1748
3/00	38.1570	49	0.8686	0.0596	0.1283	-0.1026	0.1484	0.3560	0.1684
4/00	38.0401	49	0.8715	0.1891	0.1252	0.3282	0.1823	-0.1076	0.1820
5/00	32.7657	49	0.9639	0.0176	0.1322	0.4040	0.1889	-0.1670	0.1874
6/00	27.7808	49	0.9937	0.1138	0.1329	0.1806	0.1598	0.0622	0.1619
7/00	26.4532	49	0.9965	0.1961	0.1416	0.0698	0.2185	0.4143	0.2153
8/00	17.2505	49	1.0000	0.2541	0.1652	0.2864	0.2377	-0.0747	0.2459
9/00	33.3182	49	0.9577	0.0017	0.1458	0.2450	0.1825	0.1251	0.1991
10/00	29.9192	49	0.9856	0.2293	0.1444	-0.0127	0.1904	0.1908	0.2116
11/00	35.1393	49	0.9319	0.0720	0.1292	0.1853	0.1900	0.1150	0.1918
12/00	47.4955	49	0.5343	0.1602	0.1312	0.0797	0.1723	0.0973	0.1987
1/01	36.3734	49	0.9093	0.1076	0.1438	-0.0602	0.2038	0.2139	0.1999
2/01	24.5323	49	0.9987	0.1509	0.1501	-0.0291	0.2329	0.1140	0.2321
3/01	31.3490	49	0.9766	0.0816	0.1341	-0.3582	0.2150	0.5582	0.2197
4/01	37.1436	49	0.8929	0.2655	0.1234	-0.0464	0.1603	0.1415	0.1603
5/01	47.7041	49	0.5257	0.0948	0.1457	0.2854	0.2158	-0.0603	0.2250
6/01	13.4866	49	1.0000	-0.0633	0.1452	0.1072	0.2095	0.4335	0.2071
7/01	42.1925	49	0.7435	0.3734	0.1544	0.2643	0.1810	-0.2624	0.1978
8/01	30.5807	49	0.9819	0.1298	0.1509	0.4887	0.1976	-0.2441	0.2109
9/01	21.2166	49	0.9998	0.0123	0.1809	0.0768	0.2556	0.1939	0.2760
10/01	19.9172	49	0.9999	0.2991	0.1693	0.0676	0.2420	0.1050	0.2467
11/01	33.6727	49	0.9534	0.3999	0.1648	-0.1710	0.2416	0.0208	0.2463
12/01	19.8823	49	0.9999	0.3806	0.2021	0.0647	0.3128	0.0558	0.3315

Примечание. В таблице приведены: G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с изменением ценовых планов, и стандартные ошибки (SE).

Поскольку в нашем распоряжении есть поквартальные данные о фактических изменениях и прогнозах себестоимости продукции, то представляется логичным проверить модели обучения на ошибках с точностью прогнозов себестоимости в качестве независимой переменной. Тогда простейшая модель имеет вид:

$$\Delta(P_t^*, P_{t-1}^*) = f(\Phi(C_t, C_{t-1}^*)),$$

где $\Phi(C_t, C_{t-1}^*)$ - точность прогнозов изменения себестоимости выпускаемой продукции. Такая постановка модели предполагает, что предприятия при изменении прогнозов цен учитывают и изменения издержек. Качество подгонки приведенной модели было нестабильным: наблюдаемый уровень значимости отношения правдоподобия изменялся в широких пределах, а 1997 г. и конце 2001 г. гипотеза о зависимости изменения ценовых планов

от точности предвидения динамики издержек не может быть принята. Коэффициенты модели были всегда положительны и почти всегда статистически значимы.

На следующем шаге анализа рассмотрим модель, где в качестве независимых переменных используются одновременно точности прогнозов издержек, платежеспособного и бартерного спроса:

$$\Delta(P_t^*, P_{t-1}^*) = f(\Phi(C_t, C_{t-1}^*), \Phi(D_t, D_{t-1}^*), \Phi(B_t, B_{t-1}^*)).$$

Такая модель интересна тем, что позволяет оценить, какие факторы сильнее влияют на пересмотр предприятиями своих ценовых прогнозов: затратные или спросовые. Качество подгонки модели с включением линейных взаимодействий всех трех факторов было очень высоким в течение всего времени мониторинга: наблюдаемый уровень значимости не опускался ниже 0,7. Коэффициенты модели были всегда положительны и почти всегда (кроме одного случая в октябре 2001 г.) статистически значимы только для точности прогнозов издержек (см. табл.21).

Таблица 21. Характеристики влияния точностей прогнозов издержек, платежеспособного и бартерного видов спроса на корректировку ценовых планов

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для точности прогнозов					
				издержек		платежеспособного спроса		бартерного спроса	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE
Окт.98	35.4897	49	0.9259	0.7445	0.1426	0.1264	0.1250	0.1195	0.1278
Янв.99	31.1253	49	0.9782	0.5528	0.1216	0.1740	0.1157	-0.0697	0.1194
Апр.99	31.2077	49	0.9776	0.6373	0.1254	0.3603	0.1267	0.0232	0.1340
Июл.99	41.3878	49	0.7717	0.5634	0.1173	0.0702	0.1164	-0.0154	0.1373
Окт.99	33.2334	49	0.9587	0.7372	0.1371	0.1894	0.1300	0.0557	0.1425
Янв.00	42.5756	49	0.7296	0.6283	0.1226	0.2456	0.1174	0.1045	0.1299
Апр.00	37.3428	49	0.8883	0.7144	0.1264	0.0810	0.1266	0.1578	0.1440
Июл.00	40.6237	49	0.7971	0.7265	0.1428	0.2132	0.1404	0.1519	0.1481
Окт.00	23.5750	49	0.9992	0.5278	0.1493	0.3755	0.1453	0.1272	0.1552
Янв.01	29.4974	49	0.9877	0.6549	0.1438	0.1893	0.1364	0.2405	0.1482
Апр.01	41.2118	49	0.7777	0.6879	0.1579	0.2049	0.1414	-0.0672	0.1572
Июл.01	35.1233	49	0.9322	0.5039	0.1388	0.3766	0.1512	-0.0057	0.1494
Окт.01	23.3491	49	0.9993	0.1088	0.1893	0.2966	0.2044	0.5317	0.2446

Примечание. В таблице приведены: G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с изменением ценовых планов, и стандартные ошибки (SE).

Точность прогнозов платежеспособного спроса имела положительные коэффициенты, которые лишь эпизодически регулярно были статистически значимы. Точность прогнозов бартерного спроса имела и положительные, и отрицательные коэффициенты. Статистически значимы они были только единожды - в конце 2001 г. Последнее обстоятельство указывает на возможность исключения из модели точности бартерного спроса. В результате

качество подгонки модели во всех случаях (кроме одного - последнего) снизилось незначительно, что говорит о целесообразности такого упрощения логлинейной модели. В новой модели качество оставшихся коэффициентов не изменилось. Дальнейшее упрощение модели за счет исключения взаимодействия $\Delta(P_t^*, P_{t-1}^*)$ и $\Phi(D_t, D_{t-1}^*)$ также не снизило критически качество модели, а сопоставление отношений правдоподобия показало целесообразность такой операции в 9 случаях из 13. В тех случаях, когда точность продаж за деньги имела статистически значимые коэффициенты, ее взаимодействие с зависимой переменной необходимо в модели. Таким образом, основным мотивом для пересмотра ценовых планов в российской промышленности является, скорее всего, динамика издержек. Из основных видов спроса чаще всего после дефолта учитывается платежеспособный спрос. Для проверки влияния платежеспособного спроса по данным за более длительный период рассмотрим модель, где в качестве независимых переменных используются только точности прогнозов издержек и продаж за деньги. Такая модель может быть исследована по результатам опросов ИЭПП с июля 1997 г., когда начался квартальный мониторинг динамики издержек. Она имела в большинстве случаев допустимое, но не стабильное качество подгонки. Наблюдаемый уровень значимости принимал значения от 0,0009 до 0,9528. Коэффициенты модели были всегда (кроме одного эпизода - в конце 2001 г.) положительны и статистически значимы для точности прогнозов издержек. Коэффициенты точности прогнозов продаж лишь три раза были статистически значимы. Поскольку исключение линейного взаимодействия с точностью прогнозов продаж в большинстве случаев незначительно снижало качество модели, то можно предположить, что пересмотр ценовых планов российских предприятий происходит в большинстве случаев под влиянием точности прогнозов цен, точность прогнозов продаж учитывается гораздо меньше.

Изучение моделей пересмотра ценовых планов с учетом точностей реализации позволяет сделать следующие выводы. Во-первых, базовая модель обучения на ошибках может быть использована для описания ценовых планов российских промышленных предприятий. Она становится работоспособной после дефолта 1998 г. Во-вторых, проверка моделей с точностями прогнозов различных видов спроса не подтвердила гипотезы о том, что каждая из точностей обособленно учитывается предприятиями при пересмотре цен. Не было получено подтверждения и возможности одновременного использования в такой модели точности прогнозов платежеспособного и бартерного спросов. Лишь модель, в которой одновременно использовались точности всех трех видов спроса, не может быть отвергнута. Она показала, что механизм пересмотра ценовой политики в российской промышленности в 2000-2001 гг. находился под влиянием точностей прогнозов продаж за деньги и - в меньшей степени - бартера. В-третьих, при использовании в качестве факторов, определяющих пересмотр ценовых планов, точностей выпуска относительно последующих реализаций спро-

сов по отдельности также не было получено удовлетворительных результатов. Одновременное использование точностей относительно продаж за деньги и относительно бартера показало, что с началом нормального промышленного роста гипотеза о том, что отклонения планов выпуска от продаж учитываются при последующей ценовой политике, не может быть отвергнуто. Точность относительно бартера таких аргументов не получила. Включение в состав независимых переменных точностей относительно всех трех видов спроса позволяет предположить, что лишь платежеспособный спрос учитывается при корректировке ценовых планов в последние два года. В-четвертых, влияние динамики издержек на ценовую политику российских промышленных предприятий превосходит влияние спросовых факторов.

Заключение

Подводя итог исследованию моделей формирования производственных и ценовых планов российских промышленных предприятий в первые годы рыночных реформ, можно сделать следующие выводы.

Классические модели формирования ожиданий являются эффективным инструментом анализа поведения предприятий. Они позволяют исследовать широкий спектр предположений о характере процессов принятия решений на уровне предприятий. В условиях переходных экономик такие модели можно использовать при анализе рыночности поведения производителей. Для исследования специфических особенностей поведения российских предприятий были предложены новые формулировки моделей, использующие спросовые переменные. Причем в переходных экономиках особый интерес представляют несколько видов спросов (платежеспособный, бартерный, векселя и зачеты), а также отклонения выпуска от изменений спроса. Это позволило существенно расширить спектр моделей формирования производственных и ценовых планов.

Эффективное использование классических и новых моделей для анализа поведения предприятий во многом определяется доступностью необходимых статистических данных. Использование официальных статистических данных исключает проверку любых моделей формирования ожиданий, поскольку единственным систематическим источником сведений о прогнозах (планах, ожиданиях) и - отчасти - о спросе являются результаты регулярных опросов. Как показала эта работа, конъюнктурные опросы ИЭПП предоставляют достаточный набор переменных, необходимых для тестирования широкого спектра моделей. Более того, многолетние ряды наблюдений за прогнозами и фактическими изменениями переменных позволили проанализировать эволюцию принципов формирования ожиданий в российской промышленности практически за все годы рыночных реформ.

Исследование различных типов моделей формирования ожиданий показало, что самыми подходящими конструкциями являются экстраполяционные модели. Это относится и к ценам, и к выпуску предприятий. На втором месте по применимости находятся модели обучения на ошибках, а самыми "непригодными" оказались адаптивные модели.

Основные выводы о характере поведения российских промышленных предприятий в первое десятилетие экономических реформ, полученные на основе исследования моделей формирования ожиданий, можно сформулировать следующим образом.

Очевидна определенная эволюция в принципах формирования производственных и ценовых планов предприятий. И эта эволюция носит вполне рыночный характер. Во-первых, в середине девяностых годов происходит отказ от планирования выпуска только по принципу "от достигнутого уровня": классическая однофакторная экстраполяционная модель пере-

стает работать. Во-вторых, бартер (в рамках простой экстраполяционной модели) мог оказывать влияние на производственные планы предприятий до марта 1999 г., т.е. до тех пор, пока не начался нормальный рост российской промышленности за счет платежеспособного спроса. Последние два года из всех видов спроса только продажи за деньги оказывают значимое влияние на планы выпуска российской промышленности. Этот фактор влияет должным образом и на пересмотр производственных планов. Причем, точность планов выпуска относительно продаж за деньги оказалась важнее для предприятий, чем простая точность собственных планов. Отклонения выпуска от неденежных видов спроса также менее важны для предприятий, чем отклонения от платежеспособного спроса, но начинают оказывать значимое влияние на пересмотр производственных планов в периоды проблем с нормальными продажами. Дальнейшее исследование влияния точностей планов выпуска и прогнозов спроса показало, что "корректно" учитываются российскими промышленными точности планов выпуска относительно нормального спроса.

Использование комбинированных экстраполяционных моделей (с выпуском и спросом в качестве независимых переменных) продемонстрировало более сложную картину эволюции принципов формирования планов выпуска. В рамках такой модели самое сильное экстраполяционное влияние продажи за деньги имели во времена высокой бартеризации, когда любое изменение этого показателя сразу же учитывалось в планах выпуска. По мере нормализации экономического роста, связанного с увеличением и стабильностью доли продаж за деньги, предприятия позволяют себе большую свободу в обращении с платежеспособным спросом.

Адаптивные модели формирования производственных планов показали, что российские промышленные предприятия готовы корректно учитывать отклонения фактических изменений от предыдущих прогнозов, скорее всего, в том случае, если этот факт имеет желаемую для предприятий динамику. Поэтому только неденежные виды спроса в период их снижения оказались работоспособными факторами в моделях такого типа.

Модели ценовых планов подтвердили вывод о формировании рыночных принципов ценовой политики после дефолта 1998 г. До этого события предприятия руководствовались простыми экстраполяционными принципами и не учитывали платежеспособный спрос (как предыдущий, так и прогнозы) на свою продукцию. Влияние неденежных видов спроса никогда не было значимым. Дефолт запустил и механизм пересмотра ценовых планов в зависимости от точности реализации первого из них. В 2000-2001 гг. механизм пересмотра ценовой политики в российской промышленности находился под влиянием точностей прогнозов продаж за деньги и - в меньшей степени - бартера. Точность выпуска относительно продаж за деньги также является единственным фактором среди аналогичных точностей, которая значимо сказывалась на ценовой политике предприятий.

Таким образом, дефолт 1998 г. запустил нормальные рыночные механизмы в российской промышленности. До начала 1999 г. говорить о том, что российские предприятия функционировали по правилам рынка сложно. Поэтому ужесточение макроэкономических условий, скорее всего, опять вынудит производителей прибегнуть к "защитным" мерам. И признаки этого появились уже осенью 2000 г., когда российская промышленность впервые после дефолта столкнулась со сбытовыми проблемами. Тогда в арсенал "плановых факторов" опять были включены векселя и зачеты.

Анализ моделей формирования ожиданий показал, что к концу 90-х годов в российской промышленности сложился вполне рыночный механизм формирования и пересмотра ценовых и производственных планов. Основным фактором здесь стал платежеспособный спрос. Более того, развитие моделей формирования ожиданий позволило показать, что предприятия учитывают должным образом и отклонения своего выпуска от продаж за деньги. Прimitивные модели поведения перестали использоваться российскими промышленными предприятиями.

Однако воспоминания о масштабах производства и сбыта (не продаж!) времен плановой экономики еще довлеют над российскими промышленными предприятиями. Они не готовы смириться с недогрузкой мощностей и по-прежнему считают фактические объемы спроса и выпуска неудовлетворительными. Это обуславливает нежелание предприятий полностью учитывать фактические изменения выпуска и спроса при определении своих очередных планов в рамках адаптивной модели.

Литература

1. Agresti, A. (1996), An Introduction to Categorical Data Analysis. New-York: Wiley.
2. Carlson, J.A. and Parkin, M. (1975), Inflation Expectations. *Economica*, 42, 123-138.
3. Earle, J.S. and Estrin, S. (1998), Privatization, Competition and Budget Constraints: Disciplining Enterprises in Russia. SITE Working Papers No 128, March, Stockholm.
4. European Economy. -Supplement B. - July 1991. - Special Edition.
5. Flood, D. and P.Lowe (1995), Inventories and The Business Cycle. *The Economic Record*, vol.71, No.212, March 1995.
6. Konig, H.M., Nerlove, M. and Oudiz, G. (1981), On the formation of price expectations: An analysis of business test data by log-linear probability models. *European Economic Review*, 16, 103-138.
7. Lindsey, J.K. (1995). *Modelling Frequency and Count Data*. Oxford: Oxford Univ. Press.
8. Nerlove, M. (1983), Expectations, Plans, and Realisations in Theory and Practice. *Econometrica*, 51, 1251-1279.
9. OECD (1997), *Short-Term Economic Indicators: Transition Economies*. Paris, Vol 4.
10. Theil, H. (1966), *Applied Economic Forecasting*. Amsterdam: North Holland.

Приложение. Анкета конъюнктурного опроса ИЭПП

103918 МОСКВА, ГАЗЕТНЫЙ ПЕР, 5
ИЭПП, СЛУЖБА ОПРОСОВ
телефон: (095) 229-93-91
телефакс: (095) 203-88-16

Институт экономики переходного периода
КОНЪЮНКТУРНЫЙ ОПРОС ПРОМЫШЛЕННОСТИ N 100
СЕНТЯБРЬ 2000

ПОЖАЛУЙСТА, ЗАПОЛНИТЕ И ОТОШЛИТЕ ОБРАТНО СРАЗУ ПО ПОЛУЧЕНИИ!

Отмечайте только одну клетку ответа на каждый вопрос.

*Если вопрос не имеет для Вас смысла, отмечайте **НЕТ ОТВЕТА**.*

Как В ЭТОМ месяце по сравнению с предыдущим изменяется:

1. физический объем Вашего ПРОИЗВОДСТВА
2. средние ЦЕНЫ на Вашу продукцию
3. физический объем ПЛАТЕЖЕСПОСОБНОГО спроса
4. объем БАРТЕРНОГО СПРОСА на Вашу продукцию
5. другие виды НЕДЕНЕЖНОГО спроса

рост	нет изменений	снижение	нет ответа

Как ВЫ ОЦЕНИВАЕТЕ текущий физический объем:

6. ПРОИЗВОДСТВА на Вашем предприятии
7. платежеспособного СПРОСА на продукцию
8. ЭКСПОРТНОГО спроса на продукцию
9. ЗАПАСОВ готовой продукции

выше нормы	нормальный	ниже нормы	нет ответа

Как, ПО ВАШЕМУ МНЕНИЮ, изменится в следующие 2-3 месяца:

10. физический объем Вашего ПРОИЗВОДСТВА
11. средние ЦЕНЫ на Вашу продукцию
12. физический объем ПЛАТЕЖЕСПОСОБНОГО спроса
13. объем БАРТЕРНОГО СПРОСА на Вашу продукцию
14. другие виды НЕДЕНЕЖНОГО спроса

возрастет	не изменится	снизится	нет ответа

Сколько человек сейчас занято на Вашем предприятии:

1-50	51-200	201-500	501-1000	1001-2000	2001-5000	5001-10000	10001-20000	>20000
1	2	3	4	5	6	7	8	9

Укажите код ОКОНХ или название Вашей отрасли: _____

Если Вы хотите сохранить анонимность ответов, пожалуйста, не заполняйте нижнюю часть анкеты или, заполнив, оторвите ее и отправьте в отдельном конверте. Эта информация используется для поддержания базы данных адресов предприятий и персональной рассылки результатов.

Ф.И.О.(полностью) _____
 Должность _____
 Телефон (с кодом) _____ Факс _____
 Название предприятия _____
 Статус предприятия: Гос, ОАО, ЗАО, ООО, другой _____
 Почтовый адрес предприятия (с индексом) _____