

**ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ
ПЕРЕХОДНОГО ПЕРИОДА**

НАУЧНЫЕ ТРУДЫ
№ 33Р

С. Цухло

**Анализ факторов, определяющих
реальное финансово-экономическое
состояние российских
промышленных предприятий**

**Москва
2001**

Институт экономики переходного периода

Целью настоящего исследования было изучение факторов, определяющих реальное финансово-экономическое состояние российских промышленных предприятий в 1995-2000 гг. В работе на основе уникальных данных, собираемых в ходе ежемесячных конъюнктурных опросов ИЭПП, продемонстрировано, на чем именно российские промышленные предприятия всегда строили свое реальное благополучие, проведены расчеты, показывающие как реально определялось финансово-экономическое состояние предприятий в период 1995-2000гг., проведено исследование вопроса о влиянии конкуренции на состояние предприятий, в результате которого были получены данные, свидетельствующие о приоритете внутрироссийской конкуренции над конкуренцией с дальним зарубежьем

Выпускающий редактор: И.Устинова
Компьютерный дизайн: А. Астахов

Настоящее издание подготовлено по материалам исследовательского Проекта Института экономики переходного периода, выполненного в рамках гранта, предоставленного Агентством международного развития США

ISBN 5-93255-057-0

Лицензия на издательскую деятельность № ЛР 021018 от 09 ноября 1995 г.
103918, Москва, Газетный пер., 5
Тел. (095) 229-6413, FAX (095) 203-8816
E-MAIL – root @iet.ru, **WEB Site** – <http://www.iet.ru>

© Институт экономики переходного периода 2001

Оглавление

Введение	5
§1. Постановка проблемы	7
§2. Эмпирические данные и методы анализа	14
§3. ФЭС и характеристики предприятия	21
§4. ФЭС и основные виды спроса	24
§5. ФЭС, выпуск и цены	36
§6. ФЭС и конкуренция	46
§7. Выводы и рекомендации	58
Литература	63

Введение

Годы экономических реформ стали тяжелым испытанием для российских промышленных предприятий. Либерализация цен, резкое сжатие спроса и заговаривание, высокая инфляция и жесткая денежная политика – это далеко не полный перечень проблем, с которыми столкнулась отечественная промышленность всего лишь за последние десять лет. Для того чтобы выжить предприятиям пришлось прибегнуть к неординарным и небезупречным приемам. Бартер, неплатежи контрагентам и налоговым органам, многомесячные задержки заработной платы, широкое использование денежных суррогатов, возможно, помогли российской промышленности «дотянуть» до августа 1998 г., после которого предприятия неожиданно-негаданно попали в совершенно другую экономику. Последние два года предприятия получили возможность «пожить по-человечески»: при росте платежеспособного спроса, нормальных расчетах с поставщиками, налоговыми органами, работниками, выравнивании условий конкуренции с импортом и потребности нанимать новых работников. Представить подобное весной 1998 г. было просто невозможно.

Однако ярлыки, которыми наградили российскую промышленность по итогам анализа ее поведения в 1993-1998 гг., все еще в ходу. Тот период был, наверное, не лучшим временем для отечественных производителей. Кроме объективных трудностей, которые присущи любой переходной экономике, предприятиям пришлось столкнуться и с непоследовательностью экономической политики государства, которое заявляло о необходимости продолжения экономических реформ, но при этом своими действиями, а чаще бездействием создавало дополнительные трудности. Именно отсутствие последовательности в установлении правил игры и контроля за их выполнением и позволило предприятиям использовать такой широкий и неоднозначный набор приемов выживания. А это в свою очередь дает основания для обвинения российских предприятий в нежелании перестраивать свою деятельность в соответствии с рыночными нормами.

В настоящей работе предпринимается попытка оценить приверженность российских промышленных предприятий нормам рыночной экономики в 1995-2000гг. Этот период включает как годы беспрецедентно высокой бартеризации, так и последние два года, когда доля денег в расчетах за продукцию стабильно увеличивалась и превысила в итоге 70%. Основой анализа стали результаты регулярных конъюнктурных опросов российских

промышленных предприятий. Они позволяют наиболее точно ответить на вопрос о том, что является основой реального благополучия промышленных предприятий: бартеры и денежные суррогаты или нормальный платежеспособный спрос.

Второй задачей стало исследование проблемы монополистического поведения российских промышленных предприятий. Высокая концентрация производства, унаследованная от плановой экономики, создает основу для установления монопольно высоких цен и сдерживания производства. Таково еще одно нелестное представление о характере поведения отечественных производителей.

И в последней части работы исследуется влияние на состояние российских промышленных предприятий конкуренции на рынках сбыта. Дисциплинирующий эффект, который должна оказывать конкуренция на предприятия (особенно - с импортом - и особенно - в переходных экономиках), возможно, нейтрализуется в российских условиях двумя обстоятельствами: высокой концентрацией и усилиями лоббистов.

§1. Постановка проблемы

Финансово-экономическое состояние (ФЭС) российских предприятий в ходе экономических реформ претерпело принципиальные изменения. В первые годы реформ промышленность оказалась в очень сложном положении. Непривычные условия деятельности привели к снижению экономической эффективности функционирования предприятий. Падение производства не привело к структурным преобразованиям путем вытеснения и перепрофилирования неэффективных предприятий (Логинов, Курнышева, 1999). Рентабельность продукции и активов имела четкую тенденцию к снижению.

ТАБЛИЦА 1. РЕНТАБЕЛЬНОСТЬ ПРОДУКЦИИ И АКТИВОВ ПРЕДПРИЯТИЙ ПРОМЫШЛЕННОСТИ В %.

	1993		1994		1996		1997	
	продукции	активов	продукции	активов	продукции	активов	продукции	активов
Промышленность всего	32.0	84.7	19.5	10.2	9.2	2.2	10.1	1.2
Электроэнергетика	25.5	65.3	18.6	8.0	14.3	4.0	17.3	2.6
Топливная промышленность	19.0	76.8	9.4	7.2	11.7	3.0	14.5	1.8
Нефтедобывающая	15.1	47.9	4.2	3.2	14.9	4.3	15.4	2.1
Нефтеперерабатывающая	28.6	228.1	21.2	48.2	10.8	6.6	10.1	2.4
Газовая	28.0	54.3	22.3	4.7	12.6	1.4	34.3	2.3
Угольная	4.2	41.7	4.2	2.6	1.6	0.1	4.4	0.2
Черная металлургия	48.5	132.4	20.0	11.7	5.0	0.9	3.0	0.0
Цветная металлургия	43.6	115.4	33.2	20.8	10.4	1.6	13.3	0.9
Химическая и нефтехимическая	38.6	74.2	25.1	9.4	5.0	0.1	4.0	0.0
Машиностроение и металлообработка	43.5	71.8	26.3	8.4	10.9	1.6	9.7	0.9
Легкая	36.2	112.2	18.9	12.1	1.0	-0.4	-2.9	-0.8
Пищевая	23.5	105.3	16.6	19.0	5.5	3.4	7.4	2.0

Источник: Логинов, Курнышева, 1999.

Рентабельность к производственным фондам в российской промышленности снизилась с 14% в 1990 году до 1.6% в 1996 году, рентабельность к себестоимости промышленной продукции за этот период упала с 16.6% до 4.6%. В первом полугодии 1997 года доля убыточных предприятий в промышленности составила 46% . В 1998 году впервые за годы реформ промышленность в целом стала убыточной.

Конъюнктурные опросы ИЭПП во всей полноте отражали эти тенденции. Оценки предприятиями своего положения демонстрировали крайне тяжелую ситуацию в российской промышленности (см. рис.1). Доли ответов “плохое” и “крайне плохое” колебались в интервале 70-80%. В июле 1998 г. сумма этих ответов составила 81% и оказалась абсолютным максимумом с 1995 г., когда начался мониторинг этого показателя. Практически ни одно предприятие за этот период не смогло оценить свое состояние как “хорошее”.

Рис.1



Столь же пессимистичными были и прогнозы предприятий. Около 60% респондентов не предвидели изменений ФЭС своих предприятий. Среди тех, кто ожидал изменений, в 1995-1996 гг. преобладали пессимисты, предполагавшие ухудшение положения предприятий. Во второй половине 1997 г. был достигнут паритет между прогнозами ухудшения и улучшения состояния предприятий, затем опять возобладали прогнозы ухудшения положения (см. рис.2)

Рис.2



Рис.3



Резкое свертывание спроса и выпуска заставляет предприятия менять оценки своих ресурсов. Руководители предприятий начинают понимать, что доставшиеся им со времен плановой экономики мощности избыточны по отношению к тому спросу, который может быть предъявлен на выпускаемую продукцию. На прямой вопрос об оценке имеющихся мощностей и количестве занятых в связи с ожидаемым спросом они вполне откровенно отвечают, что располагают более чем достаточными мощностями и персоналом (см. рис.3).

Однако финансовый кризис 1998 г. принципиально изменил ситуацию в российской промышленности. Впервые с 1993 г. опросы зарегистрировали абсолютный рост платежеспособного спроса и снижение бартера, впервые начался продолжительный и относительно устойчивый рост производства. И, что самое главное, принципиально изменилось финансово-экономическое положение предприятий. Доля ответов “удовлетворительное” возросла в три раза - с 20 до 60%. Только 8-9% респондентов в 2000 - начале 2001 г. прогнозировали ухудшение положения своего предприятия. Ни один респондент не ожидал критического ухудшения ситуации во второй половине 2000 г. Принципиально изменились оценки избыточности мощностей и занятости. В 2000 г. опросы зарегистрировали минимальное число предприятий с излишними (по отношению к спросу) мощностями и персоналом. Более того, предприятиям стало не хватать квалифицированных работников. Частота упоминания этой помехи выросла и сравнялась с частотой упоминания неплатежей. Сейчас 24% предприятий считают, что недостаток кадров сдерживает у них рост выпуска (см. рис.4).

Таким образом, 1999-2000 гг. стали принципиально новым периодом в развитии российской промышленности. После долгих лет борьбы за выживание всеми возможными методами российские промышленные предприятия получили два года более или менее нормальной жизни. Подобная последовательность событий дает уникальную возможность оценить принципы поведения российских производителей с точки зрения их адаптации к рыночным условиям и желания следовать нормам законов. Это представляется нам достаточно актуальной задачей, поскольку наряду с предположениями о нерыночном характере поведения российских производителей регулярно высказываются суждения и о том, что предприятия намеренно выбирают бартер и другие неденежные схемы расчетов, потому что такой способ реализации продукции позволяет предприятию в целом и его администрации в особенности увеличивать свое благосостояние за счет невыполнения обязательств перед поставщиками, государством и работни-

ками. Это дает основания предположить, что руководство предприятий на бартере строит реальное финансово-экономическое благополучие. Платежеспособный же спрос в условиях нормального прохождения платежей через банковскую систему не позволяет уклоняться от выполнения обязательств, т.е. укрывать средства от государства и других контрагентов.

Рис.4



Поэтому в настоящей работе предпринята попытка исследования зависимости реального финансово-экономического состояния предприятий от динамики платежеспособного, бартерного и других неденежных видов спроса. Если следовать логике предположений о том, что бартер используется российскими предприятиями для снижения прозрачности сделок и сокрытия доходов от государства и собственников, то менеджмент предприятий должны строить свое реальное (а не отчетное) благосостояние на основе бартера. Тогда с ростом последнего реальное финансово-экономическое положение производителей должно улучшаться. Платежеспособный спрос не дает такой свободы маневра: денежные потоки гораздо более прозрачны и подконтрольны государству, которое получает свою долю в виде налогов, объективно ухудшая положение производителей. Однако даже простое сопоставление динамики спроса, выпуска и финансово-

экономического положения предприятий заставляет усомниться в справедливости такого предположения.

Несмотря на снижение доли бартера в общем объеме реализации продукции с 56% в 1997 г. до 12% в марте 2001 г. эта проблема сохраняет не только научный, но и практический интерес. Как показывают конъюнктурные опросы ИЭПП, российская промышленность сохраняет готовность возврата к бартеру в случае ужесточения кредитно-денежной политики и сокращения платежеспособного спроса. Однако подобная готовность не может рассматриваться как желательность.

Дело в том, что к концу 2000 г. рост платежеспособного спроса прекратился, а в январе-феврале 2001 г. конъюнктурные опросы ИЭПП зарегистрировали уже абсолютное снижение продаж промышленной продукции за деньги. Под давлением фактических изменений платежеспособного спроса даже при сохранении прежних оптимистичных прогнозов продаж предприятия вынуждены корректировать свои прогнозы изменения денежных операций. В феврале в промышленности отмечены ожидания самого умеренного снижения бартерных сделок за последние 16 месяцев. Аналогичная ситуация складывается с зачетными и вексельными сделками. Предприятия ожидали стабилизации объемов таких операций, тогда как три месяца назад они прогнозировали их самое интенсивное сокращение.

Все эти обстоятельства свидетельствуют о том, что российская промышленность стоит перед выбором: следовать за платежеспособным спросом и адекватно сокращать свой выпуск или вновь прибегнуть в массовых масштабах к неденежным схемам реализации продукции, сохраняя производство и “трудовой коллектив”. Однако сейчас выбор будут делать отнюдь не “красные директора”, умевшие некогда в основном выбивать фонды и решать вопросы в обкомах и райкомах. В начале нового века у руля российских предприятий уже стоят менеджеры, прошедшие за последние десять лет огонь, воду и медные трубы. Они выживали в условиях катастрофического свертывания спроса на свою продукцию и затоваривания складов, они искали любые способы реализации своей продукции и выстраивали сложные бартерные цепочки, они годами не платили зарплату и налоги, они нежданно-негаданно получали уникальные конкурентные преимущества, обходились без парализованной банковской системы и помощи государства. Последние два года российская промышленность имела возможность вкусить нормального рыночного роста за счет нормального денежного спроса. И это стало еще одним образовательным классом для российских директоров. Теперь они могут сравнивать два образа жизни: в

условиях массированного бартера и неплатежей и в условиях цивилизованных денежных расчетов с поставщиками, работниками и государством.

Другим основным направлением анализа станет исследование влияния на положение производителей динамики выпуска и цен. Катастрофическое сокращение производства и резкий рост цен заставило многих исследователей выдвинуть опять же довольно нелестное для российских предприятий предположение о том, что они строят свое благосостояние на росте цен, компенсируя таким образом снижение выпуска. В немалой степени способствует этому высокий монополизм советской экономики, для которой была типична ситуация, когда производство большинства товаров сосредотачивалось на нескольких крупных предприятиях.

Исследователи состояния российских предприятий, в число факторов, ее определяющих обычно включают традиционный набор переменных, в который входят: форма собственности (Earle, Estrin and Leshchenko, 1996; Richter, 1996; Earle, 1998; Earle and Estrin, 1998; Bevan, Estrin, Schaffer; 1999), конкуренция (Brown, Ickes and Ryterman, 1994; Earle and Estrin, 1998; Brown and Brown 1998; Carlin, Fries, Schaffer and Seabright, 2000), жесткость/мягкость бюджетных ограничений (Earle and Estrin 1998; Earle, Estrin and Leshchenko, 1996), институциональные факторы (Frye and Shleifer, 1996; Hendley, Murrel and Rytterman, 1999).

В традиционный набор факторов не попадают уже упоминавшиеся важнейшие, на наш взгляд, показатели: динамика спроса (платежеспособного, бартерного и прочих), выпуска и цен. Причин этого может быть две. Во-первых, большинству исследователей представляется, что реакция российских производителей на перечисленные параметры очевидна и не требует специального изучения. А во-вторых, - отсутствие статистических данных, описывающих динамику основных видов спроса на производимую продукцию. Последняя проблема типична не только для обычных направлений исследований поведения предприятий в переходных экономиках (Moers, 1999).

§2. Эмпирические данные и методы анализа

Эмпирической основой для проверки сформулированных 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 предпри-

ем. 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 должны требовать обращения к документам или расчетам. Количественные вопросы КО задаются по поводу таких хорошо известных менеджерам показателей, как загрузка мощностей или месяцы обеспеченности заказами.

Опросы ИЭПП проводятся по панели, в которую входят более 1400 предприятий. На предприятиях панели работает около 21% занятых в промышленности. Среди респондентов 38% - директора предприятий, 33% - заместители директоров, 22% - руководители экономических подразделений. Возврат анкет составляет 70-75%. Ежемесячно собирается около 1000 ответов.

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 и очень эффективная форма 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.1). 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. В настоящей работе предполагается использовать следующие показатели (вопросы анкет) регулярных конъюнктурных опросов ИЭПП: изменения выпуска, цен, издержек, платежеспособного спроса, бартерного спроса, вексельных и зачетных расчетов; ожидаемые изменения вышеперечисленных показателей; оценки реального финансово-экономического положения предприятий; ожидаемые изменения положения, оценки конку-

ренции на рынках сбыта со стороны российских предприятий и производителей из дальнего зарубежья.

ТАБЛИЦА 1. ПОЧЕМУ ВЫ ОТВЕЧАЕТЕ НА АНКЕТЫ НАШИХ КОНЪЮНКТУРНЫХ ОПРОСОВ? (ПРОЦЕНТ К ЧИСЛУ ОТВЕТИВШИХ)

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

Источник: Конъюнктурные опросы ИЭПП.

Исходные данные конъюнктурных опросов ИЭПП (ответы руководителей предприятий) представлены по порядковой, а не по привычной экономистам, количественной шкале. Это заставляет обратиться вместо традиционного регрессионного анализа к логлинейными моделями. Логлинейные модели описывают взаимодействие неколичественных 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 попарное сравнение качеств подгонки простой и сложной модели, в случае когда сложная модель получена из простой за счет добавления одного параметра. Разница отношений правдоподобия и чисел степеней свободы дает основания для заключений, 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.

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). Прямо подтверждают этот тезис и результаты одного из опросов ИЭПП (см. табл.2). Четверть опрошенных предприятий смогли прямо признать, что их официальная отчетность не отражает истинное положение дел на предприятии, и они знают это наверняка. Полученные данные можно считать нижней оценкой изучаемого соотношения, поскольку не все респонденты рискнули признать это даже в опросе ИЭПП. Если бы их отношения с ИЭПП были абсолютно доверительными, то доля ответов “нет, лучше не стоит” была бы больше.

Второе обстоятельство, которое надо учитывать, состоит в том, что вопрос задавался в целом обо всей отчетности предприятий, в которую входят и достаточно безобидные (в современных российских условиях) показатели и такие, которые вызывают повышенное внимание всех заинтересованных сторон. Если бы вопрос был сформулирован детально, то финансовая отчетность предприятий наверняка оказалась бы наименее надежной.

ТАБЛИЦА 2. 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", %

Отрасли и размеры предприятий	Да, можно	Нет, лучше не стоит
Промышленность в целом	73	27
Электроэнергетика	79	21
Топливная	55	45
Черная металлургия	76	24
Цветная металлургия	69	31
Химия и нефтехимия	77	23
Машиностроение	77	23
Лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная	69	31
Стройматериалы	73	27
Легкая	72	28
Пищевая	71	29
Мукомольно-крупяная	64	36
До 200 человек	69	31
201-500	73	27
501-1000	73	27
1001-2000	71	29
2001-5000	73	27
Свыше 5000 человек	87	13

Источник: Майский (2000 г.) конъюнктурный опрос ИЭПП. На вопрос ответили 1024 промышленных предприятий.

Результаты этого опроса и ответы предприятий на другие вопросы анкет ИЭПП позволяют проверить ряд гипотез о том, где (почему, когда) происходит искажение отчетности предприятий. Сначала проверим зависимость искажения отчетности от размера, отрасли и формы собственности предприятия. Логлинейные модели показали, что гипотеза о связи отраслевой принадлежности предприятия и надежности отчетности не подтверждается. Модель без взаимодействия этих двух признаков хорошо описы-

вает эмпирические данные, наблюдаемый уровень значимости составил 68%. Аналогичные результаты были получены и для формы собственности. Этот признак имеет в анкетах четыре градации: государственные предприятия, акционерные общества, общества с ограниченной ответственностью, прочие. Наблюдаемый уровень значимости модели без взаимодействия составил 64%. Размер же предприятия оказался связан с искажением отчетности. Основанием для получения такого вывода стало сравнение двух моделей, в первой из которых отсутствовало взаимодействие исследуемых признаков, во второй предполагалось линейная зависимость признаков. Хотя и первая и вторая модели имели допустимые уровни значимости (20 и 46% соответственно), но разность значений отношения правдоподобия показал целесообразность усложнение модели за счет добавления линейного взаимодействия размера предприятия и надежности его отчетности. Линейный коэффициент оказался отрицательным и статистически значимым. Т.е. можно говорить, что с увеличением размера предприятия растет и надежность его официальной отчетности. Подобная связь выглядит вполне естественной, в силу того, что на крупных предприятиях работают более квалифицированные экономисты и бухгалтера и, что самое главное, такие предприятия являются объектом более частого и пристального внимания контролирующих органов, что и заставляет их тщательно относиться к своей отчетности.

Поскольку состояние предприятий в переходной российской экономике определяется долей денег в расчетах за продукцию, то логично предположить, что склонность (желание) к искажению отчетности с целью сокрытия доходов от “сторонних глаз” также возрастает по мере увеличения денежных и особенно валютных поступлений. Однако эти гипотезы не нашли своего подтверждения при использовании простых логлинейных моделей. И доля рублевых, и доля валютных расчетов не связана по отдельности с оценками предприятий надежности своей отчетности. Модели без взаимодействия этих признаков имели очень высокое качество подгонки (уровень значимости составил соответственно 82 и 73%). Вместе с тем модель, в которую были включены все три параметра, дала более интересные результаты. Расчеты показали, что гипотеза об отсутствии взаимодействия в этом случае не подтверждается. Добавление линейного взаимодействия искажения отчетности с долей безналичных рублевых расчетов и с долей валютных расчетов позволило получить идеальную подгонку модели. Коэффициенты модели оказались положительными и статистически значимыми. В этом случае результаты расчетов соответствуют гипотезе.

Были проверены также гипотезы о зависимости ненадежности отчетности от общего финансово-экономического состояния предприятий. Последний показатель используется в конъюнктурных опросах как интегральная мера состояния предприятия, формирующаяся у менеджмента на основе всей доступной информации. Гипотеза о независимости не была подтверждена: наблюдаемый уровень значимости оказался ниже пятипроцентного порога. Добавление линейного взаимодействия ненадежности отчетности с оценками текущего состояния и его ожидаемыми изменениями позволило получить приемлемый уровень значимости (21%), коэффициенты были положительны (с улучшением состояния предприятий растут и надежность отчетности), но статистически незначимы.

Таким образом, есть основания утверждать, что ненадежность официальной отчетности зависит в основном от доли денежных расчетов предприятия. С ростом рублевой или валютной составляющих в объеме реализации увеличивается и склонность предприятий к искажению своей отчетности с целью, как можно предположить, сокрытия выручки от различного рода изъятий. Гипотезы о связи других возможных характеристик предприятия (за исключением его размера) с желанием производителей скрывать реальное положение дел при заполнении своей отчетности не подтвердились.

§3. ФЭС и характеристики предприятия

Начнем анализ факторов, определяющих реальное финансово-экономическое состояние предприятий, с проверки гипотез о том, что ФЭС определяется «видовыми» характеристиками предприятия – отраслевой принадлежностью, размером, территорией и формой собственности. Эти признаки собираются в ходе ежемесячных конъюнктурных опросов ИЭПП и доступны для анализа в течение всего периода мониторинга.

Проверка гипотезы о независимости ФЭС предприятий от их размера дала удовлетворительные результаты для 17 точек наблюдения из 23 (см. табл.1). Т.е. в 17 случаях были получены достаточно высокие значения наблюдаемого уровня значимости для того, чтобы не отвергнуть предположение о том, реальное ФЭС не зависит от размера предприятия. Хуже всего наше предположение подходит для 2000 г. – начала 2001 г. Поэтому попробуем усложнить модель за счет добавления линейного взаимодействия ФЭС и размера предприятия. Качество подгонки, конечно, улучшилось, но для 2000 г. опять не было получено удовлетворительных результатов. Наблюдаемый уровень значимости опять оказался ниже 5%. Коэффициенты были как отрицательны, так и положительны. Статистически значимы они оказались лишь в трех положительных случаях. Тестирование модели с полным взаимодействием переменных показало, что ни один из коэффициентов не является статистически значимым для всего периода мониторинга. Таким образом, гипотеза о зависимости реального финансово-экономического состояние от размера предприятия не подтвердилась.

Проверка гипотезы о независимости ФЭС от отраслевой принадлежности не дала удовлетворительных результатов для большинства опросов (см. табл.2). В тех же случаях, когда наблюдаемый уровень значимости превысил 5%, пороги его значения были невелики и составляли максимум 31%. Это обстоятельство свидетельствует о целесообразности проверки гипотезы и о зависимости ФЭС от отрасли предприятия. Модель с полным взаимодействием переменных не дала статистически значимых коэффициентов ни для одной из отраслей ни в одном из опросов. Таким образом, и этот признак, скорее всего, не определяет ФЭС предприятий.

Следующей характеристикой, подвергнутой проверке, стал организационно-правовой статус предприятия. В анкете конъюнктурного опроса используется пять категорий этого признака: государственное предприятие, акционерное общество, арендное предприятия, общество с ограниченной ответственностью, прочие. Проверка гипотезы о независимости дала вполне удовлетворительные результаты: она не подтвердилась лишь в 3 случаях из

23 (см. табл.2). В 20 случаях ФЭС предприятия, скорее всего, не зависит от организационно-правового статуса. Оценка модели с полным взаимодействием параметров также свидетельствует в пользу неприятия этой гипотезы: ни один из параметров модели не был статистически значимым.

ТАБЛИЦА 1. ХАРАКТЕРИСТИКИ ЛОГЛИНЕЙНЫХ МОДЕЛЕЙ, ПРОВЕРЯЮЩИХ

ГИПОТЕЗЫ О ЗАВИСИМОСТИ И НЕЗАВИСИМОСТИ ФЭС ОТ РАЗМЕРА ПРЕДПРИЯТИЯ

Дата	Анкет	Независимость ФЭС от размера предприятия			Зависимость ФЭС от размера предприятия		
		G ²	df	Sig	G ²	df	Sig
4/95	310	5.0707	6	0.5348	3.7974	5	0.5789
7/95	296	5.2651	8	0.7289	5.2647	7	0.6277
10/95	412	10.4356	8	0.2358	4.9656	7	0.6642
4/96	684	18.8336	18	0.4021	18.6189	17	0.3508
7/96	665	38.0796	18	0.0038	25.0448	17	0.0937
10/96	733	32.0504	18	0.0217	30.0843	17	0.0257
1/97	778	20.6657	18	0.2966	20.4966	17	0.2496
4/97	832	23.5289	18	0.1711	20.7192	17	0.2391
7/97	785	25.0781	18	0.1228	18.5212	17	0.3567
10/97	894	24.0126	21	0.2924	23.7217	20	0.2548
1/98	962	19.5165	24	0.7239	19.1889	23	0.6902
4/98	963	35.3925	24	0.0628	35.3861	23	0.0476
7/98	951	23.6254	24	0.4832	22.2465	23	0.5054
10/98	975	27.7653	24	0.2701	24.7931	23	0.3610
1/99	984	20.6942	24	0.6567	20.6384	23	0.6032
4/99	1017	15.2671	24	0.9127	14.9887	23	0.8950
7/99	1033	21.2167	24	0.6259	21.1074	23	0.5745
10/99	1048	27.3835	24	0.2869	25.5752	23	0.3213
1/00	1084	48.2813	24	0.0023	38.9179	23	0.0203
4/00	1092	40.9180	24	0.0170	40.5158	23	0.0134
7/00	1004	36.0169	24	0.0547	36.0149	23	0.0411
10/00	943	42.8909	24	0.0102	42.8076	23	0.0073
1/01	999	38.7679	24	0.0289	38.5612	23	0.0222

Примечание. G² - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости.

Проверка независимости ФЭС от территории, на которой расположено предприятие, продемонстрировала интересные результаты. Гипотеза о зависимости состояния предприятий от его дислокации (региона) не "работала" до августа 1998 г. Наблюдаемый уровень значимости модели без взаимодействия ФЭС и кода территории значительно превосходил 5% порог. Затем этот параметр в течение 8 кварталов из 10 оказывался ниже порога. Аналогичные ситуации наблюдались и с другими признаками. Августовский дефолт менял картину взаимодействия ФЭС и описанных выше характеристик предприятия. В случае с размером предприятия модель без взаимодействия оказалась неподходящей с начала 2000 г. Для отраслевой принадлежности, наоборот, такая модель стала приемлемой с апреля 1999

г. (за исключением двух кварталов). Для статуса предприятия модель без взаимодействия впервые оказалась неподходящей опять же в апреле 1999 г., затем это повторялось еще дважды.

ТАБЛИЦА 2. ХАРАКТЕРИСТИКИ ЛОГЛИНЕЙНЫХ МОДЕЛЕЙ, ПРОВЕРЯЮЩИХ ГИПОТЕЗУ О НЕЗАВИСИМОСТИ ФЭС ОТ ОТРАСЛЕВОЙ ПРИНАДЛЕЖНОСТИ, СТАТУСА И РЕГИОНА.

Дата	Анкет	Независимость ФЭС от								
		отрасли			статуса			региона		
		G ²	Df	Sig	G ²	df	Sig	G ²	Df	Sig
4/95	308	26.7960	24	0.3141	3.9952	8	0.8576	66.4245	108	0.9994
7/95	291	26.6503	24	0.3210	3.5547	8	0.8949	94.4757	112	0.8836
10/95	411	46.2268	26	0.0086	2.1667	6	0.9037	75.8256	122	0.9997
4/96	671	93.6201	42	0.0000	11.7667	12	0.4646	157.1002	180	0.8900
7/96	654	79.2976	45	0.0012	13.1551	12	0.3579	158.7160	180	0.8716
10/96	726	69.7313	45	0.0105	15.5627	12	0.2121	158.8917	186	0.9258
1/97	762	62.4858	42	0.0217	10.4945	12	0.5727	189.3644	186	0.4176
4/97	812	69.6445	42	0.0047	17.5314	12	0.1307	169.1377	192	0.8814
7/97	758	79.4235	39	0.0001	9.4627	12	0.6630	174.7647	192	0.8087
10/97	879	61.8652	42	0.0246	20.2251	12	0.0629	175.5714	198	0.8726
1/98	937	78.4967	39	0.0002	13.9927	12	0.3012	224.0512	201	0.1268
4/98	944	77.2597	39	0.0003	15.1943	12	0.2310	200.8261	201	0.4902
7/98	922	81.6996	39	0.0001	7.7385	12	0.8052	216.2898	201	0.2185
10/98	951	65.2014	39	0.0053	17.8659	12	0.1198	246.6875	207	0.0307
1/99	955	79.8511	39	0.0001	7.3178	12	0.8359	247.4051	204	0.0204
4/99	993	52.4275	39	0.0738	27.3042	12	0.0070	236.7639	201	0.0427
7/99	1010	53.7330	42	0.1059	14.5853	9	0.1030	249.9579	207	0.0221
10/99	1021	46.1027	39	0.2020	8.6310	9	0.4720	226.0104	207	0.1737
1/00	1050	57.2992	39	0.0295	24.6399	12	0.0166	273.0373	207	0.0014
4/00	1061	69.1102	42	0.0053	14.0404	9	0.1209	241.9715	213	0.0843
7/00	975	51.2031	42	0.1561	28.4217	12	0.0048	226.3026	213	0.2534
10/00	917	57.3312	42	0.0577	14.7610	9	0.0977	266.5320	210	0.0050
1/01	961	42.8349	39	0.3100	9.5556	9	0.3876	286.8926	207	0.0002

Примечание. G² - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости.

Иерархические процедуры логлинейного анализа подтвердили выводы, полученные на основе простых моделей. Теперь было проверено влияние на финансово-экономическое состояние одновременно всех использованных выше характеристик предприятия. Последовательное исключение незначимых взаимодействий показало, что в 1996-1998гг. ФЭС предприятий зависело от отраслевой принадлежности и не определялось другими признаками. Затем состояние предприятий стало определяться его размером. Другие характеристики могут быть исключены из модели без значимой потери качества подгонки. Таким образом, ни форма собственности, ни регион все-таки не влияют на финансово-экономическое состояние российских промышленных предприятий.

§4. ФЭС и основные виды спроса

Исследованию проблем бартера в российской промышленности посвящено достаточно много работ, которые главным образом сосредотачивают внимание на объяснении причин возникновения этого явления. Последствиям же бартера для промышленных предприятий уделяется существенно меньше внимания. Принципиальный вопрос о том выгоден или невыгоден, нужен или не нужен российским предприятиям бартер, пока изучен недостаточно. В тех же случаях, когда предпринимаются попытки оценить влияние бартера на предприятия авторы явно или неявно исходят из предположения, что бартер выгоден предприятиям, поскольку позволяет уходить от налогов, выводить средства из-под контроля частных кредиторов и внешних акционеров (Карпов, 1997; OECD, 2000).

Carlin, Fries, Schaffer and Seabright (2000) на основе результатов разового опроса предприятий различных отраслей экономики изучают влияние бартера на реструктуризацию и состояние предприятий. Они использовали результаты большого (3125 фирм) опроса, проведенного в двадцати странах. В этой случайной выборке доминировали малые и средние (по западным стандартам) предприятия; около половины предприятий были новыми (вновь образованными); по 40-45% предприятий относились к промышленности и сервису, 14% предприятий были из аграрного сектора. В России было опрошено 500 предприятий. Как видно даже из такого краткого описания выборки, исследователи имели в распоряжении довольно пестрый и недостаточно представительный массив информации даже для России, поскольку 200-250 малых и средних промышленных предприятий явно мало для изучения бартера в российской промышленности. Лишь заключительная часть работы посвящена изучению последствий бартера для предприятий, а именно в части реструктуризации (введение новых продуктов, совершенствование выпускающихся изделий и изменение организационной структуры предприятий) и общему состоянию предприятий (рост продаж). Последняя переменная выглядит неубедительно, поскольку просто дополняет бартер (т.е. реализацию не за деньги). К тому же между показателями существует слишком большой для переходных экономик лаг – три года. Они приходят к выводу, что лишь в России бартер заставляет предприятия заниматься совершенствованием организационной структуры, но он не стимулирует совершенствование выпускаемой продукции и не связан с созданием новых продуктов. В конечном счете, авторы приходят к выводу,

бартер стимулирует реорганизацию предприятий, но эффективность подобных мероприятий в условиях бартера относительно невелика.

Аналогичная задача решалась Commander, Dolinskaya and Mumssen (2000). В качестве индикатора состояния предприятий использовался рост производства, что также достаточно уязвимо для критики. Еще одним обстоятельством, снижающим точность данного исследования, является тот факт, что используются результаты разового опроса, проведенного в конце 1998 г. – в момент, когда в российской экономике происходил перелом прежних негативных тенденций бартеризации. В результате авторы приходят к выводу, что предприятия, ориентированные на выживание, используют бартер для поддержания своего благосостояния. В этой группе предприятий влияние бартера на спрос превосходит эффект реструктуризации.

Общей особенностью исследований о влиянии бартера на состояние предприятий является ограниченный временной интервал анализа и проблемы с исходными данными. Первое обстоятельство представляется нам наиболее существенным. Действительно, в условиях динамично развивающейся переходной экономики ограничивать анализ одной временной точкой нецелесообразно. Очевидно, что сам характер переходной экономики требует регулярного отслеживания эволюции поведения предприятий или, по крайней мере, нескольких замеров в разные моменты времени.

Результаты конъюнктурных опросов ИЭПП позволяют проверить гипотезу о влиянии спросов на финансово-экономическое состояние российских промышленных предприятий наиболее обстоятельно. Во-первых, только через опросы можно получить информацию о реальном финансово-экономическом положении предприятий. Эти оценки формируются непосредственно у менеджмента и относятся к категории “отчетность для себя” (в противовес “отчетности для государства” и “отчетности для инвестора”). По нашему мнению, упомянутые оценки наиболее близки к истине. Во-вторых, опросы руководителей позволяют собирать информацию о динамике всех видов спроса на продукцию предприятий. Эти индикаторы являются жизненно важными для предприятия и, безусловно, отслеживаются менеджментом. В-третьих, наличие в опросах ИЭПП вопросов об ожидаемых изменениях составляющих спроса и прогнозах изменения ФЭС предприятий позволяет получить ответ на вопрос о том, на основе какого спроса руководители российских промышленных предприятий хотели бы строить свое благополучие и благополучие своего предприятия. Таким образом, база данных результатов конъюнктурных опросов ИЭПП содержит наиболее полные и детальные данные для проверки гипотезы о фактиче-

ских основах благосостояния и предпочтительных основах его создания российскими промышленными предприятиями.

Таблица 1. Характеристики логлинейных моделей, проверяющих гипотезу о независимости ФЭС от изменений платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса

Дата	Анкет	Независимость ФЭС от изменений спроса								
		платежеспособного			бартерного			прочих неденежных		
		G ²	df	Sig	G ²	df	Sig	G ²	df	Sig
4/95	308	9.6783	4	0.0462						
7/95	291	18.1301	4	0.0012						
10/95	411	23.9190	4	0.0001						
4/96	671	18.1615	6	0.0058						
7/96	654	38.4642	6	0.0000						
10/96	726	22.8036	6	0.0009						
1/97	762	12.4887	6	0.0519						
4/97	812	34.6690	6	0.0000						
7/97	758	35.8252	6	0.0000						
10/97	879	55.7674	6	0.0000						
1/98	937	11.2613	6	0.0806						
4/98	944	21.6718	6	0.0014						
7/98	922	32.2827	6	0.0000						
10/98	951	51.3596	6	0.0000	4.7192	6	0.5803			
1/99	955	16.3623	6	0.0119	6.5343	6	0.3661			
4/99	993	40.6697	6	0.0000	6.6123	6	0.3582			
7/99	1010	20.2454	6	0.0025	5.8974	6	0.4348			
10/99	1021	14.3384	6	0.0261	6.4396	6	0.3758			
1/00	1050	6.5661	6	0.3628	4.8415	6	0.5643			
4/00	1061	16.7505	6	0.0102	9.3784	6	0.1534	3.3999	6	0.7572
7/00	975	20.8925	6	0.0019	6.5785	6	0.3616	4.9921	6	0.5448
10/00	917	13.0316	6	0.0425	6.6518	6	0.3543	7.1738	6	0.3051
1/01	961	7.1116	6	0.3106	4.3657	6	0.6273	6.0309	6	0.4197

Примечание. G² - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости.

Рассмотрим сначала простые модели взаимодействия фактических оценок ФЭС и отдельных составляющих суммарного спроса на промышленную продукцию: платежеспособного, бартерного и прочих неденежных. Проверка гипотез о независимости показала, что фактические оценки ФЭС предприятий не зависят от изменения бартерного и других неденежных видов спроса. Для этих видов спроса наблюдаемый уровень значимости в течение всего времени мониторинга превосходил пятипроцентный порог. Таким образом, фактическое состояние предприятий, скорее всего, не определяется динамикой бартерного или других неденежных видов спроса на производимую продукцию. С платежеспособным спросом ситуация иная. Гипотеза о независимости не может быть использована практически в течение всех опросов, в которые были включены оценки ФЭС. Единствен-

ным исключением выглядят результаты январских опросов, когда гипотеза о независимости, наверное, не может быть отвергнута. Но это исключение объясняется сезонностью динамики продаж промышленной продукции. В январе каждого года опросы регистрируют резкий спад деловой активности, и традиционные для остального года зависимости оказываются нарушенными. Проверка гипотезы о независимости ФЭС одновременно от всех трех видов спроса также не подтвердилась. Наблюдаемый уровень значимости стабильно оказывался нулевым. Аналогичные результаты были получены и для модели с участием только платежеспособного и бартерного спроса.

На следующем этапе анализа моделей с участием фактических изменений основных видов спроса в модели были включены линейные взаимодействия с ФЭС. Такое усложнение модели привело, естественно, к улучшению качества подгонки (см. табл.2). Для платежеспособного спроса были получены приемлемые значения уровня значимости. Сравнение двух моделей с участием платежеспособного спроса (с включением и без включения линейного взаимодействия) подтвердило целесообразность такого усложнения. Прирост величины отношения правдоподобия при уменьшении числа степеней свободы на единицу оказался существенным. Таким образом, гипотеза о том, что изменения платежеспособного спроса оказывают влияние на реальное состояние российских промышленных предприятий не может быть отвергнута. Для бартерного спроса усложнение модели оказалось целесообразным лишь в одном случае (апрель 2000г.), в девяти случаях добавление линейного взаимодействия изменений бартера и ФЭС оказалось нецелесообразным, поскольку давало относительно небольшое улучшение качества подгонки модели. Аналогичная ситуация сложилась с вексельными и зачетными схемами реализации. Их взаимодействие с ФЭС оказывалось необходимым только в одном случае.

ТАБЛИЦА 2. ХАРАКТЕРИСТИКИ ЛОГЛИНЕЙНЫХ МОДЕЛЕЙ, ПРОВЕРЯЮЩИХ ГИПОТЕЗУ О ЛИНЕЙНОЙ ЗАВИСИМОСТИ ФЭС ОТ ИЗМЕНЕНИЙ ПЛАТЕЖЕСПОСОБНОГО, БАРТЕРНОГО И ПРОЧИХ НЕДЕНЕЖНЫХ ВИДОВ СПРОСА

Дата	Анкет	Линейная зависимость ФЭС от изменений спроса								
		платежеспособного			бартерного			прочих неденежных		
		G ²	df	Sig	G ²	df	Sig	G ²	df	Sig
4/95	308	1.7981	3	0.6153						
7/95	291	0.5637	3	0.9047						
10/95	411	2.5363	3	0.4688						
4/96	671	3.5322	5	0.6185						
7/96	654	3.9106	5	0.5624						
10/96	726	6.5099	5	0.2597						
1/97	762	7.7466	5	0.1708						
4/97	812	2.5355	5	0.7711						
7/97	758	5.8633	5	0.3197						
10/97	879	9.5844	5	0.0879						
1/98	937	6.9908	5	0.2213						
4/98	944	10.4669	5	0.0630						
7/98	922	7.5426	5	0.1833						
10/98	951	15.0920	5	0.0100	4.3092	5	0.5058			
1/99	955	4.8688	5	0.4321	5.6724	5	0.3394			
4/99	993	4.4097	5	0.4921	6.5964	5	0.2524			
7/99	1010	9.2248	5	0.1004	4.6343	5	0.4621			
10/99	1021	2.5996	5	0.7614	2.7885	5	0.7326			
1/00	1050	3.3523	5	0.6458	2.8377	5	0.7250			
4/00	1061	5.8511	5	0.3210	4.9268	5	0.4249	2.9319	5	0.7105
7/00	975	3.7924	5	0.5797	4.7550	5	0.4465	0.8631	5	0.9728
10/00	917	5.3409	5	0.3757	6.1970	5	0.2875	7.0460	5	0.2172
1/01	961	3.3068	5	0.6528	2.3809	5	0.7943	5.4642	5	0.3619

Примечание. G² - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости.

Коэффициенты линейных взаимодействий моделей подтверждают выводы, полученные при анализе качества подгонки моделей. Во-первых, все коэффициенты в модели взаимодействия изменений платежеспособного спроса и ФЭС предприятий положительны и статистически значимы. Во-вторых, коэффициенты для бартерного и других неденежных видов спроса почти всегда отрицательны и статистически незначимы. Т.е. рост неденежных схем реализации продукции в подавляющем большинстве случаев не улучшает положение предприятий. Лишь платежеспособный спрос всегда (и во времена значительной бартеризации, и во времена преобладания денежных расчетов) позволял предприятиям укреплять свое реальное финансово-экономическое положение.

ТАБЛИЦА 3. ОЦЕНКИ ВЛИЯНИЯ ИЗМЕНЕНИЙ ТРЕХ ВИДОВ СПРОСА НА ФЭС
В МОДЕЛЯХ, ВКЛЮЧАЮЩИХ ВЛИЯНИЕ УКАЗАННЫХ ФАКТОРОВ ПО ОТДЕЛЬНОСТИ.

Дата	платежеспособный спрос		бартерный спрос		векселя и зачеты	
	β	SE	β	SE	β	SE
4/95	0.5145	0.1842				
7/95	0.7423	0.1918				
10/95	0.7345	0.1608				
4/96	0.3263	0.0877				
7/96	0.5483	0.0976				
10/96	0.3126	0.0801				
1/97	0.1869	0.0862				
4/97	0.4449	0.0820				
7/97	0.4377	0.0839				
10/97	0.5157	0.0786				
1/98	0.1560	0.0757				
4/98	0.2427	0.0731				
7/98	0.3634	0.0742				
10/98	0.3713	0.0630	0.0450	0.0705		
1/99	0.2265	0.0674	-0.0775	0.0835		
4/99	0.4056	0.0690	0.0089	0.0708		
7/99	0.2315	0.0703	-0.0928	0.0827		
10/99	0.2566	0.0755	-0.1640	0.0861		
1/00	0.1339	0.0749	-0.1312	0.0929		
4/00	0.2536	0.0774	-0.1927	0.0917	-0.0730	0.1068
7/00	0.3451	0.0845	-0.1334	0.0990	-0.2382	0.1180
10/00	0.2231	0.0809	-0.0680	0.1009	-0.0398	0.1112
1/01	0.1470	0.0757	-0.1389	0.0987	-0.0921	0.1226

Примечание. Приведены коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с ФЭС и стандартные ошибки.

На следующем шаге анализа рассмотрим модель, в которую одновременно включены все три вида спроса и оценки фактического ФЭС предприятий. Качество подгонки оказалось очень хорошим - наблюдаемый уровень значимости составлял 0.9922-1.0000. Коэффициенты модели (см. табл.4) были всегда положительны и всегда статистически значимы только для платежеспособного спроса. Для бартерного спроса они были положительны, но статистически незначимы. А для векселей и зачетов коэффициенты оказывались еще и отрицательными. Таким образом, только гипотеза о положительном влиянии на ФЭС российских промышленных предприятий в 2000 г. платежеспособного спроса не может быть отвергнута. Мы вынуждены ограничиться только этим периодом, поскольку вопрос о динамике вексельных и зачетных схем реализации был включен в регулярные опросы ИЭПП только в феврале 2000 г. Поэтому расчеты с использованием всех трех видов спроса возможны только для такого короткого (по меркам опросов ИЭПП) периода. Поскольку вопрос о динамике бартерного спроса был включен в

анкету с августа 1998 г., то влияние платежеспособного и бартерного видов спроса может быть оценено для более длительного периода времени.

ТАБЛИЦА 4. ОЦЕНКИ ВЛИЯНИЯ ИЗМЕНЕНИЙ ТРЕХ ВИДОВ СПРОСА НА ФЭС В МОДЕЛИ, ВКЛЮЧАЮЩИХ ОДНОВРЕМЕННОЕ ВЛИЯНИЕ УКАЗАННЫХ ФАКТОРОВ

Дата	платежеспособный спрос		бартерный спрос		векселя и зачеты	
	β	SE	β	SE	β	SE
4/00	0.2837	0.0850	0.0181	0.0962	0.1214	0.1089
7/00	0.4005	0.0936	0.0448	0.1171	-0.0495	0.1246
10/00	0.3535	0.1023	0.1590	0.1104	0.0549	0.1203
1/01	0.1922	0.0908	0.2221	0.1185	-0.0223	0.1286

Примечание. Приведены коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с ФЭС и стандартные ошибки.

Качество подгонки модели с использованием линейных взаимодействий платежеспособного и бартерного спроса с оценками фактического ФЭС предприятий уступало качеству подгонки предыдущей модели, но надежно превышало пятипроцентный порог (см. табл.6). Коэффициенты модели для платежеспособного спроса были положительны и, кроме двух январских опросов, статистически значимы. Коэффициенты для бартерного спроса были в основном отрицательны и всегда статистически незначимы. И опять расчеты говорят в пользу того, что платежеспособный спрос может считаться единственным фактором, положительно влияющим на состояние предприятий.

ТАБЛИЦА 6. ХАРАКТЕРИСТИКИ ВЛИЯНИЯ ПЛАТЕЖЕСПОСОБНОГО И БАРТЕРНОГО СПРОСОВ НА ФАКТИЧЕСКИЕ ОЦЕНКИ ФЭС ПРЕДПРИЯТИЙ

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели			
	G^2	df	Sig	платежеспособный спрос		бартерный спрос	
				β	SE	β	SE
10/98	29.6674	22	0.1268	0.3972	0.0671	0.0285	0.0756
1/99	23.3507	22	0.3822	0.2267	0.0716	-0.0678	0.0836
4/99	23.4316	22	0.3777	0.4740	0.0755	0.0567	0.0775
7/99	19.3359	22	0.6245	0.2415	0.0733	-0.0415	0.0832
10/99	24.7018	22	0.3115	0.2719	0.0784	-0.1004	0.0861
1/00	19.0341	22	0.6432	0.0806	0.0790	-0.1189	0.0950
4/00	16.8871	22	0.7696	0.2615	0.0824	-0.1320	0.0925
7/00	16.2022	22	0.8057	0.3664	0.0877	-0.1022	0.0986
10/00	23.7029	22	0.3630	0.2789	0.0873	-0.0318	0.0978
1/01	19.4018	22	0.6204	0.1399	0.0775	-0.0665	0.0954

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 ФЭС, и стандартные ошибки (SE).

Обратимся теперь к планам и прогнозам предприятий. В этом случае проверкам будут подвергнуты модели, в которых формирование ожидаемых изменений ФЭС (опять же реального, а не отчетного) происходит под влиянием прогнозов изменения спроса. Использование прогнозных переменных должно, на наш взгляд, более четко отражать собственные предпочтения предприятий. В этом случае жесткие реалии рынка не так определенно сказываются на исследуемых взаимосвязях. Тестировать будем те же самые модели, что и в первой части. К уже используемым переменным будет добавлена новая - прогнозы изменения экспортного спроса, которые включены в квартальные анкеты, но регистрируются, естественно, не у всех российских промышленных предприятий.

Результаты проверки гипотез о независимости ожидаемых изменений ФЭС от прогнозов изменения каждого из видов спроса по отдельности показали, что это предположение не имеет статистических аргументов. Усложнение простых моделей за счет добавления линейных взаимодействий не позволило достичь приемлемого уровня подгонки моделей. Следующий шаг – проверка моделей с полными связями – гарантирует идеальные результаты, но неинтересен для содержательного анализа.

ТАБЛИЦА 7. ХАРАКТЕРИСТИКИ ВЛИЯНИЯ ПРОГНОЗОВ ПЛАТЕЖЕСПОСОБНОГО И БАРТЕРНОГО СПРОСОВ НА ОЖИДАЕМЫЕ ИЗМЕНЕНИЯ ФЭС ПРЕДПРИЯТИЙ

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели			
				Платежеспособный спрос		бартерный спрос	
	G^2	df	Sig	β	SE	β	SE
10/98	152.1469	127	0.0636	0.6007	0.0867	0.2799	0.0850
1/99	119.2811	127	0.6745	0.7723	0.1118	0.3262	0.1147
4/99	116.4677	127	0.7382	0.8791	0.0995	0.0879	0.1047
7/99	87.7935	127	0.9968	1.1099	0.1187	0.1401	0.1001
10/99	86.0843	127	0.9979	0.9600	0.1049	0.0739	0.1164
1/00	90.4826	127	0.9940	1.0157	0.1207	0.2216	0.1239
4/00	130.2608	127	0.4034	1.1752	0.1122	0.0998	0.1122
7/00	88.8699	127	0.9959	1.1374	0.1340	0.0075	0.1242
10/00	82.7119	127	0.9992	0.8934	0.1115	0.0973	0.1042
1/01	87.9782	127	0.9967	0.9956	0.1209	0.1226	0.1194

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 ФЭС, и стандартные ошибки (SE).

Использование многофакторных зависимостей дало более интересные результаты. Сначала была проверена зависимость прогнозов ФЭС от прогнозов платежеспособного и бартерного спроса. Логлинейная модель с включением линейных зависимостей опять не дала стабильно удовлетворительных результатов подгонки. Наблюдаемый уровень значимости лишь в четырех случаях из десяти превысил пороговое значение. Влияние платежеспособного спроса при этом всегда было положительным и статистически значимым. Для бартерного спроса подобная ситуация складывалась лишь дважды. Прекрасного качества подгонки модели удалось добиться за счет включения в нее текущих оценок ФЭС предприятия (см. табл.7). При этом даже не потребовалось добавлять в модель какие-либо зависимости с участием этой переменной, т.е. улучшение произошло лишь за счет главных эффектов текущих оценок положения предприятий. Влияние платежеспособного спроса стало стабильным, положительным и статистически значимым в течение всего периода анализа. Воздействие прогнозов бартерного спроса также оказывалось положительным, но было значимым лишь в конце 1998 – начале 1999 гг. Влияние платежеспособного спроса на ФЭС в этот период было все-таки в два раза выше.

Таблица 8. Характеристики влияния прогнозов платежеспособного и экспортного спроса на ожидаемые изменения ФЭС предприятий

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели			
	G ²	Df	Sig	платежеспособный спрос		экспортный спрос	
				β	SE	β	SE
4/95	12.4674	14	0.5688	0.4043	0.2309	0.2699	0.2544
7/95	11.4110	14	0.6535	1.0080	0.3420	0.6132	0.4048
10/95	6.2906	14	0.9586	1.0669	0.2552	0.4115	0.2403
4/96	9.6918	22	0.9889	1.0826	0.1993	-0.0338	0.1938
7/96	21.9115	22	0.4652	0.8487	0.2034	0.2388	0.2287
10/96	11.5485	22	0.9660	0.4584	0.1822	0.7831	0.2198
1/97	13.0968	22	0.9304	0.6913	0.1852	0.4562	0.2132
4/97	25.5559	22	0.2712	0.9235	0.1764	0.3715	0.2026
7/97	22.0580	22	0.4564	1.1417	0.2219	0.1960	0.2135
10/97	13.4277	22	0.9205	0.6498	0.1492	0.5849	0.1947
1/98	46.8729	22	0.0015	1.0082	0.1633	-0.0781	0.1878
4/98	38.9645	22	0.0142	0.8067	0.1594	0.1982	0.1854
7/98	19.6607	22	0.6043	0.6189	0.1758	0.5085	0.2136
10/98	28.3059	22	0.1658	0.4206	0.1288	0.4988	0.1591
1/99	21.7728	22	0.4735	0.8223	0.1947	0.5299	0.1963
4/99	31.0723	22	0.0946	0.7205	0.1702	0.6359	0.1940
7/99	11.6442	22	0.9643	1.1810	0.1779	0.7854	0.2224
10/99	20.1540	22	0.5734	0.5816	0.1728	0.8100	0.2221
1/00	10.1640	22	0.9848	0.7800	0.1803	0.7248	0.2269
4/00	12.6129	22	0.9434	1.3073	0.1715	0.8551	0.1984
7/00	10.9213	22	0.9759	1.4589	0.2153	0.5787	0.2276
10/00	16.4919	22	0.7907	0.8859	0.1878	0.8028	0.2303

1/01 18.4356 22 0.6799 0.7982 0.1638 0.5089 0.1985

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 ФЭС, и стандартные ошибки (SE).

Рассмотрим теперь модели с участием экспортного спроса. Поскольку этот показатель отслеживался с 1993 года, то мы можем получить расчеты для достаточно продолжительного периода времени. Вместе с тем необходимо сделать две оговорки. Во-первых, выход на внешний рынок имеют далеко не все российские промышленные предприятия, поэтому около трети из них не отвечали на этот вопрос анкеты. Последнее обстоятельство приводит к сокращению числа наблюдений при оценке моделей. Во-вторых, вопросы о платежеспособном и экспортном спросе могут перекрывать друг друга, поскольку экспортный спрос – это на 99% платежеспособный спрос. Вместе с тем по мере привыкания респондентов к структуре анкеты, они начинают проводить четкие границы между ними и относить вопрос о платежеспособном спросе только к внутреннему спросу.

Рассмотрим сначала модель с участием только внутреннего платежеспособного и экспортного спроса (см. табл.8). Качество подгонки подобной модели оказалось вполне удовлетворительным для всего периода мониторинга, за исключением первого полугодия 1998 г. Коэффициенты модели всегда положительны и статистически значимы для платежеспособного спроса. Влияние экспортного спроса не всегда оказывалось статистически значимым до девальвации рубля, а в двух случаях коэффициенты были отрицательны. После августа 1998 г. влияние прогнозов экспортного спроса на ожидаемые изменения ФЭС предприятий стало стабильно положительным и статистически значимым, но уступающим по степени воздействия внутреннему платежеспособному спросу.

Усложним нашу модель за счет добавления прогнозов изменения бартерного спроса на промышленную продукцию. Поскольку вопрос о бартере был включен в анкеты только с августа 1998 г., то анализ начнется с четвертого квартала 1998 г. Модель имеет прекрасное качество подгонки для всего периода (см. табл.9). Коэффициенты опять свидетельствуют о положительном и статистически значимом влиянии на ФЭС прогнозов платежеспособного и экспортного спроса. Коэффициенты для бартерного спроса в половине случаев были отрицательными и всегда статистически незначимыми. Таким образом, и здесь расчеты свидетельствуют, что ожидаемые изменения положения предприятий определяются динамикой денежных видов спроса.

В заключение рассмотрим модели, где в качестве независимых переменных фигурируют еще и прочие виды неденежных спросов (векселя и зачеты). Сначала включим в модель только внутренние виды спроса: платежеспособный, бартерный и прочие. Качество подгонки оказалось очень высоким (см. табл.10). Коэффициенты модели положительны и статистически значимы только для платежеспособного спроса. Прогнозы других видов спроса не оказывают статистически значимого влияния на ожидаемые изменения ФЭС российских промышленных предприятий. Коэффициенты для бартерного спроса в большинстве случаев были отрицательными.

ТАБЛИЦА 9. ХАРАКТЕРИСТИКИ ВЛИЯНИЯ ПРОГНОЗОВ ПЛАТЕЖЕСПОСОБНОГО, БАРТЕРНОГО И ЭКСПОРТНОГО СПРОСОВ НА ОЖИДАЕМЫЕ ИЗМЕНЕНИЯ ФЭС ПРЕДПРИЯТИЙ

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели					
				платежеспособный спрос		бартерный спрос		экспортный спрос	
	G ²	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE
10/98	42.1645	75	0.9992	0.3879	0.1370	0.1485	0.1312	0.3727	0.1591
1/99	27.7720	75	1.0000	0.8500	0.2031	0.1022	0.1906	0.4631	0.2348
4/99	38.4592	75	0.9999	0.8055	0.1630	-0.0264	0.1857	0.7473	0.1790
7/99	21.7588	75	1.0000	1.1086	0.2147	0.2553	0.2178	0.8823	0.2945
10/99	25.4978	75	1.0000	0.6691	0.1840	-0.0772	0.2061	0.9323	0.2321
1/00	20.2497	75	1.0000	0.8050	0.2177	0.0547	0.2135	0.7537	0.2342
4/00	28.7817	75	1.0000	1.2574	0.1988	-0.0908	0.1970	0.9476	0.2628
7/00	27.8067	75	1.0000	1.3157	0.2257	-0.5302	0.2144	0.5605	0.2397
10/00	34.9868	75	1.0000	0.6749	0.2191	0.0501	0.1941	0.8352	0.2666
1/01	20.1565	75	1.0000	0.8355	0.1952	-0.2458	0.1752	0.4118	0.2304

Примечание. В таблице приведены: G² - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с ФЭС, и стандартные ошибки (SE).

ТАБЛИЦА 10. ХАРАКТЕРИСТИКИ ВЛИЯНИЯ ПРОГНОЗОВ ПЛАТЕЖЕСПОСОБНОГО, БАРТЕРНОГО И ПРОЧИХ НЕДЕНЕЖНЫХ ВИДОВ СПРОСА НА ОЖИДАЕМЫЕ ИЗМЕНЕНИЯ ФЭС 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
4/00	68.1170	75	0.7003	1.1733	0.1295	0.2295	0.1613	-0.2569	0.1969
7/00	38.1979	75	0.9999	1.1620	0.1634	-0.2422	0.2085	0.3498	0.2251
10/00	67.2269	75	0.7268	0.7796	0.1417	-0.0040	0.1857	0.1953	0.2032
1/01	40.6154	75	0.9996	0.9031	0.1373	-0.3179	0.1935	0.3602	0.2077

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 ФЭС, и стандартные ошибки (SE).

Добавление в модель экспортного спроса в целом подтвердило предыдущие результаты (см. табл.11). Гипотеза о том, что в своих прогнозах российские промышленные предприятия связывают улучшение финансово-экономического положения с денежными видами спроса (платежеспособным внутренним и экспортным) не отвергается. Правда, последний вид спроса не имел статистически значимого влияния в конце 2000 – начале 2001 гг. Ни бартер, ни векселя, ни зачеты не имели статистически значимого влияния на реальное положение предприятий. Более того, в половине случаев они имели еще и отрицательные коэффициенты.

ТАБЛИЦА 11. ХАРАКТЕРИСТИКИ ВЛИЯНИЯ ПРОГНОЗОВ ПЛАТЕЖЕСПОСОБНОГО, БАРТЕРНОГО, ПРОЧИХ НЕДЕНЕЖНЫХ И ЭКСПОРТНОГО СПРОСА НА ОЖИДАЕМЫЕ ИЗМЕНЕНИЯ ФЭС ПРЕДПРИЯТИЙ

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели							
				платежеспособный спрос		бартерный спрос		прочие неденежные виды спрос		экспортный спрос	
	G^2	Df	Sig	β	SE	β	SE	β	SE	β	SE
4/00	39.8505	236	1.0000	1.2456	0.2271	0.1298	0.2995	-0.3065	0.3388	1.0100	0.2969
7/00	32.2108	236	1.0000	1.4114	0.2761	-0.0157	0.3534	-0.2896	0.3434	0.5790	0.2915
10/00	37.3159	236	1.0000	0.7562	0.2594	0.2110	0.2429	0.1831	0.3500	0.5735	0.3029
1/01	25.0243	236	1.0000	0.8770	0.2189	-0.1679	0.2363	0.2497	0.2878	0.4275	0.2761

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 ФЭС, и стандартные ошибки (SE).

§5. ФЭС, выпуск и цены

Резкий спад производства с началом экономических реформ поставил российские промышленные предприятия в принципиально новые и совершенно непривычные условия. С одной стороны, предприятия получили довольно большую свободу в своей производственной деятельности и установлении цен. С другой стороны, перед предприятиями возникли непривычные проблемы – их положение стало определяться тем, сколько своей продукции они могли продать и сколько выручили при этом живых денег. Наряду с таким вполне рыночными способами решения своих проблем российские промышленные, как полагают некоторые исследователи, прибегали и к другим нетрадиционным приемам выживания (Долгопятова, 1996). К ним могут быть отнесены: участие в приватизации с упором на упрочение положения администрации и недопущение внешних собственников; привлечение сторонних собственников (как правило, без утраты контроля) в целях развития производства; “паразитирование” на государственной собственности, включающее сдачу в аренду зданий, помещений оборудования, “сброс” запасов сырья и материалов; ориентация на государственный патернализм - стратегия лоббирования, давление с целью получить финансовую помощь, прямые или косвенные субсидии, а также нефинансовую поддержку, позволяющую обеспечить льготные условия работы, защиту от конкуренции, привлечь инвесторов и т.п. Перечисленные стратегии не имеют долгосрочной перспективы и довольно скоро либо исчезали, либо их эффективность падала по мере стабилизации и нормализации экономической ситуации, законодательства и контрольных функций государства. При этом чисто экономические стратегии всегда были в распоряжении производителя, а с началом промышленного роста в 1999-2000 гг. предприятия получили возможность сравнения и теперь могут делать вполне осмысленный выбор, на чем строить свое благополучие.

Выбор в пользу нормальных экономических способов решения проблем ставит предприятия в переходных экономиках еще перед одним выбором. Можно, например, по-прежнему ориентироваться на сложившиеся хозяйственные связи, на традиционных поставщиков и потребителей. При этом проблема платежеспособности отходит на второй план, решения об объемах отгрузки и ценах принимаются в основном из внеэкономических соображений. Это неизбежно приводит к росту неплатежей, бартера, сни-

жению денежной составляющей в выплатах зарплаты и налогов (Кувалин, 1996). Производители не имеют и не стараются приобрести нормальные рыночные ориентиры (спрос, цены, конкуренция и т.п.). Другой вариант поведения предполагает активизацию сбытовой политики, поиск новых рынков, реструктуризация ассортимента, привлечение новых потребителей. Важным элементом сбытовой политики становится управление ценами на свою продукцию из-за усиливающейся конкуренции. Однако последнее предположение может быть поставлено под сомнение. Российские предприятия имели возможность использовать свое монопольное положение на рынке для установления завышенных цен на свою продукцию. Советская экономика последних десятилетий отличалась высоким уровнем концентрации производства и жесткими технологическими связями. Монополизация распространяется на материальное производство, а не просто на систему владения, поэтому приватизация не смогла компенсировать последствия функционирования монополизированной структуры советской экономики в индустриальной сфере (Росс, 1997). Для высокотехнологичных отраслей советской и российской промышленности была характерна чрезмерно высокая степень специализации при отсутствии возможностей быстрого перепрофилирования производства (Яковлев, 1996). Сложившаяся производственно-технологическая структура обладает огромной инерционностью. Поэтому возникло множество секторов экономики, где доминируют предприятия-монополисты. Крупные предприятия индустриального сектора, будучи олигополистами или даже монополистами по многим видам продукции, если они не были экспортерами и не испытывали конкуренции со стороны импорта, действовали как классические монополисты: повышали цены и снижали производство (Волконский, 1998).

Именно последняя гипотеза будет предметом исследования в этом разделе. Мы полагаем проверить, на чем строят свое реальное благополучие российские промышленные предприятия: на росте отпускных цен или на росте объемов выпуска (реализации). Для этого будут использованы изменения выпуска, цен и оценки реального финансово-экономического состояния предприятий. Поскольку по всем перечисленным показателям есть как фактические изменения, так и ожидаемые (т.е. планы или прогнозы), то появляется возможность исследовать два типа зависимостей. Первая будет основываться на фактических изменениях и оценках и поэтому покажет, как предприятиям реально удастся строить свое благополучие. Второе направление анализа предполагает использование ожидаемых изменений показателей, что позволит исследовать в более чистом виде пред-

почтения (намерения, желания) предприятий на которых они сами хотели бы строить свое благополучие. В последнем случае жесткие реалии российского рынка в минимальной степени будут накладывать отпечаток на анализ.

ТАБЛИЦА 1. ХАРАКТЕРИСТИКИ ЛОГЛИНЕЙНЫХ МОДЕЛЕЙ, ПРОВЕРЯЮЩИХ ГИПОТЕЗУ О НЕЗАВИСИМОСТИ ФЭС ОТ ИЗМЕНЕНИЙ ВЫПУСКА И ЦЕН ПО ОТДЕЛЬНОСТИ И ВМЕСТЕ

Дата	Анкет	Независимость ФЭС от								
		изменения выпуска			изменения цен			изменения выпуска и цен		
		G ²	df	Sig	G ²	df	Sig	G ²	df	Sig
4/95	309	28.0293	4	0.0000	3.2891	4	0.5107	44.9568	20	0.0011
7/95	293	41.8405	4	0.0000	6.3415	4	0.1751	59.4820	20	0.0000
10/95	413	19.2828	4	0.0007	5.0061	4	0.2867	32.8823	20	0.0348
5										
4/96	676	35.5887	6	0.0000	4.6958	6	0.5834	48.4025	28	0.0097
7/96	661	37.0521	6	0.0000	5.4861	6	0.4831	57.2909	28	0.0009
10/96	725	58.5045	6	0.0000	2.5969	6	0.8575	74.2324	28	0.0000
6										
1/97	769	32.4662	6	0.0000	5.7494	6	0.4518	58.2964	28	0.0007
4/97	818	43.1548	6	0.0000	11.8886	6	0.0645	72.5063	28	0.0000
7/97	769	33.8987	6	0.0000	4.3082	6	0.6350	63.8788	28	0.0001
10/97	880	67.5951	6	0.0000	9.7265	6	0.1367	100.7236	28	0.0000
7										
1/98	948	16.3794	6	0.0119	7.5421	6	0.2736	37.8661	28	0.1010
4/98	955	35.7539	6	0.0000	8.3972	6	0.2104	90.1664	28	0.0000
7/98	937	19.7665	6	0.0030	4.1857	6	0.6516	46.3703	28	0.0160
10/98	962	59.0798	6	0.0000	9.6077	6	0.1422	112.3285	28	0.0000
8										
1/99	969	23.5105	6	0.0006	6.3844	6	0.3815	57.3050	28	0.0009
4/99	1011	63.7281	6	0.0000	6.6595	6	0.3535	99.0805	28	0.0000
7/99	1027	33.2809	6	0.0000	2.2543	6	0.8949	61.8471	28	0.0002
10/99	1039	16.3193	6	0.0121	1.8963	6	0.9290	56.4223	28	0.0011
9										
1/00	1069	22.0367	6	0.0012	4.5176	6	0.6070	60.8944	28	0.0003
4/00	1087	27.0534	6	0.0001	9.4119	6	0.1517	67.0820	28	0.0000
7/00	989	12.0018	6	0.0619	1.9321	6	0.9258	48.2997	28	0.0099
10/00	935	44.5476	6	0.0000	10.3782	6	0.1096	83.6606	28	0.0000
0										
1/01	986	22.3525	6	0.0010	4.4358	6	0.6179	78.3825	28	0.0000

Примечание. G² - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости.

Исследование влияния объемов производства и цен на финансово-экономическое состояние (ФЭС) российских промышленных предприятий начнём с проверки гипотезы о независимости, т.е. гипотезы о том, что изменение выпуска и цен не влияет на состояние производителей. Гипотеза о независимости означает, что элементы каждой двумерной матрицы сопряжённости формируются только под обособленным влиянием исследуемых

параметров, и нет необходимости использовать при моделировании влияние изменения выпуска или цен на состояние предприятий. Простейшие модели позволяют проверить отдельное влияние каждого из факторов. Гипотеза о независимости изменений выпуска и состояния предприятий не подтвердилась: наблюдаемый уровень значимости в течение всего периода мониторинга этих показателей практически не отличался от нуля (см. табл.1). Единственным исключением стал июль 2000 г., но и тогда уровень значимости лишь незначительно превысил пятипроцентный порог. Совершенно иные результаты были получены при проверке гипотезы о независимости фактических изменений цен и фактических оценок ФЭС. Наблюдаемый уровень значимости в этом случае не позволяет отвергнуть гипотезу о независимости состояния предприятий в период с 1995 г. по 2000 г. от изменения цен на выпускаемую ими продукцию. Проверка усложненной (за счет одновременного использования всех трех исследуемых признаков) модели не подтвердила предположение о независимости состояния предприятий от изменения выпуска и цен.

ТАБЛИЦА 2. ХАРАКТЕРИСТИКИ ЛОГЛИНЕЙНЫХ МОДЕЛЕЙ, ПРОВЕРЯЮЩИХ ГИПОТЕЗУ О ЛИНЕЙНОЙ ЗАВИСИМОСТИ ФЭС ОТ ИЗМЕНЕНИЙ ВЫПУСКА И ЦЕН ПО ОТДЕЛЬНОСТИ И ВМЕСТЕ

Дата	Анкет	Линейная зависимость ФЭС от								
		изменения выпуска			изменения цен			изменения выпуска и цен		
		G ²	df	Sig	G ²	df	Sig	G ²	df	Sig
4/95	309	1.2809	3	0.7337	2.9802	3	0.3947	11.5664	18	0.8688
7/95	293	2.1290	3	0.5461	2.5685	3	0.4630	12.0981	18	0.8421
10/95	413	2.5430	3	0.4676	4.0696	3	0.2540	12.2985	18	0.8314
4/96	676	14.9151	5	0.0107	4.2542	5	0.5134	26.6172	26	0.4296
7/96	661	3.2227	5	0.6657	4.1647	5	0.5260	22.1173	26	0.6823
10/96	725	14.1186	5	0.0149	1.8629	5	0.8678	26.0422	26	0.4608
1/97	769	6.8926	5	0.2288	5.1843	5	0.3938	28.8457	26	0.3181
4/97	818	3.6247	5	0.6046	10.8718	5	0.0540	31.6001	26	0.2067
7/97	769	4.3022	5	0.5068	3.0569	5	0.6912	32.3716	26	0.1811
10/97	880	6.3886	5	0.2702	5.6885	5	0.3377	34.6460	26	0.1195
1/98	948	5.3940	5	0.3697	7.5404	5	0.1835	26.1433	26	0.4552
4/98	955	3.2713	5	0.6582	7.0729	5	0.2153	54.9937	26	0.0008
7/98	937	2.6280	5	0.7571	2.6500	5	0.7538	26.3810	26	0.4423
10/98	962	4.2529	5	0.5136	4.7047	5	0.4530	48.8196	26	0.0043
1/99	969	8.2506	5	0.1430	1.0028	5	0.9623	27.7263	26	0.3721
4/99	1011	6.8419	5	0.2327	3.7757	5	0.5821	33.8428	26	0.1390
7/99	1027	5.3174	5	0.3784	1.9612	5	0.8545	32.0362	26	0.1919
10/99	1039	2.7156	5	0.7437	1.3861	5	0.9258	39.9053	26	0.0399
1/00	1069	11.6579	5	0.0398	3.4128	5	0.6366	46.6190	26	0.0078
4/00	1087	1.6693	5	0.8927	6.2965	5	0.2784	33.0889	26	0.1595
7/00	989	4.5636	5	0.4714	0.9151	5	0.9691	38.4239	26	0.0553
10/00	935	7.0413	5	0.2176	7.4546	5	0.1890	40.7988	26	0.0325
1/01	986	2.5941	5	0.7623	4.2728	5	0.5108	45.3702	26	0.0107

Примечание. G^2 - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости.

Следующий шаг анализа – использование моделей, включающих взаимодействие ФЭС с динамикой выпуска и цен. Качество подгонки моделей возросло и стало гораздо более приемлемым (см. табл. 2). Для модели с линейным взаимодействием ФЭС и изменением выпуска наблюдаемый уровень значимости превысил пятипроцентный порог в 20 случае из 23. Коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы. Т.е. гипотеза о том, что с ростом выпуска улучшается и финансово-экономическое состояние предприятий не отвергается. Дальнейшее усложнение модели взаимодействия ФЭС и изменения выпуска за счет перехода от линейной зависимости к полной оказалось нецелесообразным. Сравнение качества подгонки линейной и полной моделей показало, что сокращение величины отношения правдоподобия невелико и поэтому наиболее подходящей моделью является модель с линейной зависимостью состояния предприятия и изменения выпуска.

Поскольку модель без взаимодействия ФЭС и изменения цен уже дала удовлетворительные результаты, то добавление линейного взаимодействия может оказаться нецелесообразным. Сопоставление качества подгонки моделей подтвердило это предположение. Изменение величины отношения правдоподобия оказалось небольшим. Более того, коэффициенты модели принимали то положительные, то отрицательные значения, и были статистически значимы лишь в трех случаях (см. табл.3). Таким образом, гипотеза о независимости реального финансово-экономического состояния предприятий от изменения цен не отвергнута.

Рассмотрим теперь модель, в которую одновременно включены линейные зависимости ФЭС от выпуска и цен. Качество подгонки по сравнению с моделью без взаимодействия возросло и превысило пятипроцентный порог. Сравнение отношений правдоподобия показало целесообразность добавления линейных взаимодействий с изменением выпуска и цен. Тестирование моделей, усложненных за счет добавления взаимодействий независимых факторов, свидетельствует о необходимости включения в данную модель полного взаимодействия выпуска и цен. В этом случае качество подгонки получается наилучшим, и сравнение с более простыми моделями показывает целесообразность добавления такого параметра.

ТАБЛИЦА 3. ОЦЕНКИ ВЛИЯНИЯ ИЗМЕНЕНИЙ ЦЕН И ВЫПУСКА НА ФЭС В МОДЕЛЯХ, ВКЛЮЧАЮЩИХ ВЛИЯНИЕ УКАЗАННЫХ ФАКТОРОВ ПО ОТДЕЛЬНОСТИ И ВМЕСТЕ.

Дата	Обособленное влияние изменений выпуска	Обособленное влияние изменений цен	Совместное влияние изменений					
			выпуска		цен			
4/95	0.9432	0.1925	-0.1507	0.2678	0.9393	0.1884	-0.1411	0.2889
7/95	0.9697	0.1732	-0.4083	0.1978	1.0406	0.1775	-0.2070	0.1558
10/95	0.5749	0.1426	-0.1632	0.1673	0.6099	0.1424	-0.1294	0.1578
4/96	0.3327	0.0754	0.0746	0.1125	0.3374	0.0755	0.0884	0.1139
7/96	0.4315	0.0764	-0.1497	0.1296	0.4354	0.0766	-0.1403	0.1333
10/96	0.4375	0.0687	0.0941	0.1103	0.4201	0.0697	0.1293	0.1092
1/97	0.3757	0.0759	-0.0974	0.1296	0.3844	0.0750	0.0052	0.1097
4/97	0.4022	0.0667	-0.1281	0.1272	0.4088	0.0666	-0.1486	0.1284
7/97	0.3594	0.0688	0.1575	0.1411	0.3613	0.0693	0.2076	0.1431
10/97	0.5035	0.0677	0.2503	0.1261	0.4906	0.0686	0.1670	0.1290
1/98	0.2075	0.0631	-0.0051	0.1203	0.2123	0.0626	-0.0085	0.1233
4/98	0.3510	0.0629	-0.1448	0.1260	0.3535	0.0622	-0.0984	0.1174
7/98	0.2515	0.0614	-0.1496	0.1207	0.2614	0.0596	-0.0984	0.1059
10/98	0.4434	0.0619	0.1801	0.0819	0.4331	0.0622	0.1378	0.0816
1/99	0.2336	0.0604	0.1877	0.0815	0.2270	0.0596	0.1907	0.0799
4/99	0.4632	0.0647	0.1416	0.0836	0.4527	0.0645	0.0961	0.0867
7/99	0.2864	0.0568	0.0443	0.0821	0.2847	0.0576	0.0253	0.0825
10/99	0.2357	0.0644	0.0616	0.0863	0.2355	0.0642	0.0686	0.0838
1/00	0.1943	0.0607	0.0926	0.0883	0.1962	0.0606	0.0937	0.0874
4/00	0.3137	0.0629	0.1492	0.0859	0.3095	0.0625	0.1377	0.0892
7/00	0.1835	0.0675	0.0997	0.0991	0.1821	0.0668	0.0864	0.0978
10/00	0.4071	0.0682	0.1169	0.0739	0.4177	0.0678	0.0303	0.0924
1/01	0.2848	0.0653	0.0375	0.0930	0.3069	0.0647	0.0699	0.0870

Примечание. Приведены коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с ФЭС и стандартные ошибки.

Рассмотрим теперь коэффициенты модели. Всегда положительными и статистически значимыми были только коэффициенты, оценивающие влияние выпуска на финансово-экономическое состояние предприятий. Коэффициенты для изменения цен опять принимали то положительные, то отрицательные значения и практически всегда оказывались статистически незначимы. Последнее обстоятельство говорит о том, что взаимодействие ФЭС и цен может быть исключено из модели. После такого исключения сравнение качества подгонки этих моделей показало, что величина отношения правдоподобия изменяется незначительно, и поэтому взаимодействие ФЭС и цен действительно целесообразно исключить из модели. В результате в модели, оценивающей влияние на ФЭС выпуска и цен, остается только параметр, описывающий влияние изменения выпуска на состояние предприятий. Изменение же цен не сказывалось на реальном состоянии промышленных предприятий в течение 1995-2000гг. Таким образом, пред-

положение о том, что российские промышленные предприятия основывали свое реальное благополучие только на росте объемов выпуска, не отвергается. Увеличение же цен не являлось, скорее всего, в течение этого периода фактором, позволявшим улучшать положение производителей.

Используем теперь для анализа ожидаемые изменения финансово-экономического состояния предприятий, ожидаемые изменения цен и планируемые изменения выпуска. Использование ожиданий предприятий позволит в чистом виде исследовать вопрос о предпочтительных для самих предприятий стратегиях улучшения своего экономического положения. Тестированию будут подвергнуты те же самые модели, что и в первой части.

Начнем анализ с простейших моделей, предполагающих независимость ожидаемого изменения ФЭС от планируемых изменений выпуска и цен (табл.4). Гипотеза о независимости ФЭС от изменений выпуска не подтвердилась, так же как не была подтверждена и гипотеза о независимости ФЭС от изменений выпуска и цен. Наблюдаемый уровень значимости во всех случаях оказывался нулевым. Для модели, предполагающей независимость от прогнозов цен, уровень значимости в большинстве своем превысил пятипроцентный порог, но это превышение было в некоторых случаях небольшим. Поэтому, хотя модель без взаимодействия ФЭС и изменения цен и не отвергается, но все-таки представляется целесообразным продолжить ее “усложнение”.

Добавление линейного взаимодействия параметров в рассматриваемые модели не привело к значительному улучшению качества подгонки. Наблюдаемый уровень значимости для модели, предполагающей линейную зависимость ожидаемого изменения ФЭС от планируемого изменения выпуска, лишь в шести случаях из 23 оказался выше пятипроцентного барьера. Коэффициенты модели были положительны и статистически значимы. Таким образом, прогнозы ФЭС в рамках такой простейшей модели имеют, скорее всего, нелинейную зависимость от планов изменения выпуска. Усложнение модели с “участием” ФЭС и изменений цен за счет добавления линейного взаимодействия оказалось нецелесообразным, поскольку рост качества подгонки модели получился несущественным, а коэффициенты – в подавляющем большинстве случаев статистически незначимыми. Т.е. предположение, что прогнозы изменения ФЭС не определяются прогнозами изменения цен предприятий, не отвергается.

ТАБЛИЦА 4. ХАРАКТЕРИСТИКИ ЛОГЛИНЕЙНЫХ МОДЕЛЕЙ, ПРОВЕРЯЮЩИХ ГИПОТЕЗУ О НЕЗАВИСИМОСТИ ОЖИДАЕМОГО ИЗМЕНЕНИЯ ФЭС ОТ ОЖИДАЕМЫХ ИЗМЕНЕНИЙ ВЫПУСКА И ЦЕН ПО ОТДЕЛЬНОСТИ И ВМЕСТЕ

Дата	Анкет	Независимость ФЭС от								
		Изменения выпуска			изменения цен			изменения выпуска и цен		
		G ²	df	Sig	G ²	df	Sig	G ²	df	Sig
4/95	299	81.9720	4	0.0000	9.8965	4	0.0422	100.2832	20	0.0000
7/95	295	75.5927	4	0.0000	7.6362	2	0.0220	86.3886	12	0.0000
10/95	403	116.8151	4	0.0000	8.7838	4	0.0667	138.7842	20	0.0000
4/96	646	161.7007	6	0.0000	7.7313	6	0.2585	208.0069	28	0.0000
7/96	627	160.9315	6	0.0000	9.4641	6	0.1491	190.9444	28	0.0000
10/96	695	192.4610	6	0.0000	12.1577	6	0.0585	227.8643	28	0.0000
1/97	738	146.6951	6	0.0000	5.6356	6	0.4652	170.5668	28	0.0000
4/97	777	232.4983	6	0.0000	11.0754	6	0.0861	271.5646	28	0.0000
7/97	758	155.2110	6	0.0000	11.7457	6	0.0679	186.5242	28	0.0000
10/97	856	192.4105	6	0.0000	11.1592	6	0.0836	238.6785	28	0.0000
1/98	928	163.4029	6	0.0000	11.1030	6	0.0852	196.7582	28	0.0000
4/98	931	262.3351	6	0.0000	4.2608	6	0.6414	287.7018	28	0.0000
7/98	904	254.9495	6	0.0000	4.4515	6	0.6158	294.0464	28	0.0000
10/98	914	199.5060	6	0.0000	7.3119	6	0.2930	217.2879	28	0.0000
1/99	945	192.4346	6	0.0000	10.4370	6	0.1074	225.7490	28	0.0000
4/99	976	206.5005	6	0.0000	9.2418	6	0.1604	254.9848	28	0.0000
7/99	997	168.0853	6	0.0000	5.2228	6	0.5156	219.0138	28	0.0000
10/99	1021	213.4995	6	0.0000	11.5621	6	0.0725	245.2077	28	0.0000
1/00	1061	174.7264	6	0.0000	4.2995	6	0.6362	214.7205	28	0.0000
4/00	1063	189.6973	6	0.0000	13.4434	6	0.0365	248.2245	28	0.0000
7/00	970	138.0492	6	0.0000	13.0172	6	0.0428	208.8068	28	0.0000
10/00	925	156.8181	6	0.0000	11.3455	6	0.0783	185.9115	28	0.0000
1/01	978	164.0170	6	0.0000	9.0103	6	0.1730	215.9451	28	0.0000

Примечание. G² - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости.

Включение линейных взаимодействий в модель с участием прогнозов изменения и выпуска, и цен также не позволило достичь устойчивых результатов. Качество подгонки стало приемлемым в половине случаев, статистически значимыми стали положительные коэффициенты взаимодействия ФЭС и прогнозов выпуска, влияние же прогнозов цен на ФЭС оказалось в половине случаев негативным и всегда статистически незначимым. Логика использования логлинейных моделей в случае неудовлетворительных результатов с использованием простых моделей и простых взаимодействий предполагает переход к более сложным конструкциям. В нашем случае это будет отказ от линейных взаимодействий факторов и переход к полным ассоциативным связям.

Включение в модель полного взаимодействия ФЭС и прогнозов изменения производства позволило устойчиво повысить качество подгонки мо-

дели. Однако наблюдаемый уровень значимости в некоторых случаях не очень сильно превышал пяти процентный порог. Последнее заставляет проверить более сложную модель с включением нелинейного взаимодействия прогнозов ФЭС и прогнозов цен. Качество подгонки такой модели, конечно, возросло, но по сравнению с предыдущей моделью оказалось не столь большим, чтобы признать целесообразным усложнение модели. Таким образом, и в случае прогнозов используемых показателей ФЭС предприятий определяется, скорее всего, только изменениями выпуска, цены не оказывают влияния на реальное изменение положения промышленных предприятий в российской промышленности.

Таблица 5. ХАРАКТЕРИСТИКИ ЛОГЛИНЕЙНОЙ МОДЕЛИ, ПРОВЕРЯЮЩЕЙ ГИПОТЕЗУ О ЗАВИСИМОСТИ ОЖИДАЕМОГО ИЗМЕНЕНИЯ ФЭС ОТ ОЖИДАЕМЫХ ИЗМЕНЕНИЙ ВЫПУСКА И ТЕКУЩИХ ОЦЕНОК ФЭС

Дата	G ²	Df	Sig	Коэффициенты и стандартные ошибки взаимодействия ожидаемых изменений ФЭС с					
				Ожидаемыми изменениями производства	Ожидаемыми изменениями цен	Текущими оценками ФЭС			
4/95	32.2358	69	1.0000	1.2165	0.1880	-0.1372	0.1702	0.6419	0.2081
7/95	23.4583	43	0.9934	1.2028	0.1839	-0.4347	0.2104	0.5178	0.1977
10/95	39.7286	69	0.9982	1.3796	0.1632	-0.1645	0.1467	0.2925	0.1673
4/96	101.0225	130	0.9719	1.0191	0.1067	0.1450	0.0977	0.2579	0.0848
7/96	97.7232	130	0.9844	1.0061	0.1108	-0.0213	0.1095	0.3706	0.0842
10/96	109.3523	130	0.9055	1.0898	0.1042	-0.0346	0.0975	0.4643	0.0804
1/97	90.3953	130	0.9967	0.9799	0.1012	0.1147	0.1099	0.2855	0.0799
4/97	113.2420	130	0.8522	1.0551	0.0931	-0.1070	0.1270	0.5498	0.0773
7/97	110.9551	130	0.8854	0.9397	0.1024	0.0186	0.1615	0.4529	0.0870
10/97	130.5339	130	0.4703	0.9516	0.0910	0.1604	0.1262	0.3786	0.0742
1/98	120.7162	130	0.7083	0.8806	0.0869	-0.1563	0.1072	0.4538	0.0732
4/98	112.1652	130	0.8685	1.1184	0.0951	-0.0425	0.1312	0.3031	0.0784
7/98	125.6666	130	0.5911	1.1713	0.0976	0.1653	0.1241	0.2862	0.0755
10/98	123.2516	130	0.6497	0.8408	0.0819	0.0633	0.0824	0.2300	0.0632
1/99	90.4519	130	0.9967	1.2414	0.1062	0.0845	0.1005	0.3543	0.0741
4/99	110.9146	130	0.8859	1.0373	0.0924	-0.0032	0.0889	0.1311	0.0729
7/99	117.6429	130	0.7735	0.9415	0.0983	0.1796	0.0959	0.2401	0.0681
10/99	133.7836	130	0.3922	1.0629	0.1016	0.2340	0.0964	0.0570	0.0784
1/00	120.3132	130	0.7173	1.1301	0.1102	0.2651	0.1051	0.1605	0.0804
4/00	147.8768	130	0.1351	0.9928	0.0902	0.2513	0.0923	0.0612	0.0776
7/00	142.3800	130	0.2160	0.9319	0.1036	0.2142	0.1054	0.2079	0.0901
10/00	111.8432	130	0.8731	0.9205	0.0969	0.2915	0.1012	0.1380	0.0840
1/01	118.2279	130	0.7617	1.1336	0.1067	0.1853	0.0997	0.0947	0.0835

Примечание. G² - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости.

Сложная структура модели взаимодействия ФЭС с выпуском и ценами на основе прогнозов предприятий заставляет задуматься о целесообразности добавления в модель еще одной переменной. С учетом поставленной здесь задачи такой переменной может стать фактические оценки финансово-экономического состояния предприятий, которые предшествуют фор-

мированию прогнозов изменения этого показателя и, вероятно, имеют на них влияние. Модель с линейными взаимодействиями прогнозов ФЭС с прогнозами выпуска, цен и фактическими оценками ФЭС обеспечила очень высокое качество подгонки: наблюдаемый уровень значимости редко опускался ниже 50% (см. табл.5).

Коэффициенты влияния прогнозов выпуска всегда были положительными и статистически значимы. Коэффициенты влияния цен оказывались как положительными, так и отрицательными, и были статистически значимыми лишь в конце 1999 г. и всего 2000 г. Влияние фактических текущих оценок на прогнозы изменения ФЭС всегда было положительным и почти всегда (в 17 случаях из 23) статистически значимым. Неустойчивость коэффициентов для прогнозов изменения цен указывает на то, что взаимодействие прогнозов ФЭС и цен может быть исключено из модели без существенной потери качества подгонки. Проверка упрощенной модели подтвердила это предположение: наблюдаемый уровень значимости оказался очень высоким почти во всех случаях, а сравнение отношений правдоподобия показало целесообразность упрощения модели для периода 1995-1999 гг.

§6. ФЭС и конкуренция

В литературе существует ряд известных гипотез о влиянии конкуренции на состояние предприятий. Одно из таких предположений состоит в том, что конкуренция оказывает дисциплинирующее воздействие на предприятия (Tirole, 1988). Наличие такого воздействия является особенно актуальным для переходных экономик, поскольку проблема эффективности становится ключевой для выживания предприятий и их встраивания в рыночную экономику (Bevan, Estrin, Schaffer, 1999). Но эффект воздействия конкуренции на предприятия может быть ослаблен наличием мягких бюджетных ограничений, которые распространены в переходных экономиках гораздо шире, чем рыночных. В том случае, когда конкуренция и ужесточение бюджетных ограничений начинают “работать”, они могут оказывать положительное влияние на поведение предприятий. Alfandari and Schaffer (1996) считают, что объёмы товарных кредитов и просроченная задолженность при расчётах между предприятиями в российской экономике стали вполне сопоставимыми с аналогичными показателями для рыночных экономик именно под воздействием этих факторов.

Начало рыночных реформ в большинстве стран Восточной Европы и, особенно, в России широко поставило проблему международной конкуренции. Ещё больше осложнило положение предприятий резкое свёртывание внутреннего спроса. В результате российские производители были вынуждены вступить в конкурентную борьбу с товарами из дальнего зарубежья на “двух фронтах”: у себя дома, отстаивая свои традиционные рынки сбыта, и при попытке найти новые внешние рынки. Но международная конкурентоспособность продукции российских предприятий существенно ограничена низким качеством. Таким образом, конкуренция с импортом должна способствовать не только более эффективной работе предприятий, но и росту качества выпускаемой продукции и требовать чёткой маркетинговой политики (Bevan et al, 1999).

Для оценки влияния конкуренции с импортом на российских производителей обычно используют показатели, оценивающие долю импорта во внутреннем потреблении (Earle, Estrin, 1998). При этом авторы считают, что дисциплинирующий эффект конкуренции с импортом недооценивается, тогда как импорт занимает существенную часть внутреннего потребления. Однако, расчёты с использованием данных опроса, проведённого по

заказу Мирового банка в 1994г., показали, что внутренняя конкуренция имеет очень слабое влияние на деятельность предприятий. А конкуренция с импортом не имеет позитивного дисциплинирующего эффекта. Возможное несовершенство данных (неудачный период времени) упоминается авторами как вероятная причина отсутствия чётких результатов. Они замечают, что к июлю 1994г., возможно, не прошло достаточно времени для того, чтобы влияние приватизации и конкуренции стало ощутимым.

Результаты конъюнктурных опросов ИЭПП содержат несколько переменных, которые позволяют исследовать конкуренцию и ее влияние на предприятия всесторонне и в течение достаточно длительного периода времени.

Базовыми вопросами для мониторинга конкуренции в анкетах ИЭПП являются вопросы об уровне конкуренции на рынках сбыта: “Как Вы оцениваете уровень конкуренции на рынках сбыта своего предприятия: а) со стороны российских предприятий, б) со стороны предприятий ближнего зарубежья, в) со стороны предприятий дальнего зарубежья”. Ответы респондентам предлагается дать по шкале: высокая – умеренная – слабая – никакой – сложно оценить. Эти вопросы задаются всем предприятиям панели в апреле и октябре в рамках ежеквартальной анкеты. Вопрос “Как Вы оцениваете конкурентоспособность продукции своего предприятия в сравнении с аналогичной продукцией других производителей” также разбивается на три подвопроса: а) из России, б) ближнего зарубежья, в) дальнего зарубежья. Шкала ответов: высокая – средняя – низкая – неконкурентоспособна - сложно оценить. Оценку конкурентоспособности предприятия дают раз в год. Мониторинг конкуренции начат с 1995 г.

Исследование влияния конкуренции на финансово-экономическое состояние российских промышленных предприятий начнём с проверки гипотезы о независимости, т.е. гипотезы о том, что уровень конкуренции на рынках сбыта не влияет на состояние производителей. Поскольку в нашем распоряжении имеются данные о трёх видах конкуренции (с российскими предприятиями, предприятиями из ближнего зарубежья и предприятиями из дальнего зарубежья), то будет исследоваться зависимость (независимость) состояния предприятий от трёх видов конкуренции.

Простейшие модели позволяют проверить отдельное влияние каждого из трёх видов конкуренции. Наблюдаемый уровень значимости для отношения правдоподобия (см. табл.1) показал, что состояние предприятий не зависело от конкуренции с товарами из ближнего и дальнего зарубежья в период с октября 1995г. по апрель 1999г. Во всех этих случаях (за исклю-

чением одного для конкуренции с ближним зарубежьем) уровень значимости превосходил порог 0.05. В октябре 1999г. и апреле 2000г. гипотеза о независимости уже не подтверждается: конкуренция с импортом начинает влиять на состояние российских предприятий. Эволюция влияния внутрироссийской конкуренции имеет обратную тенденцию. Гипотеза о независимости не подтвердилась. Т.е. с 1995г. по 1998г. она влияла на состояние российских предприятий: уровень значимости модели без взаимодействия меньше порогового. В 1999г. и первом полугодии 2000г. модель без взаимодействия с внутрироссийской конкуренцией уже может быть использована для описания данных.

ТАБЛИЦА 1. ХАРАКТЕРИСТИКИ ЛОГЛИНЕЙНЫХ МОДЕЛЕЙ, ПРОВЕРЯЮЩИХ ГИПОТЕЗУ О НЕЗАВИСИМОСТИ ФЭС ОТ КАЖДОГО ИЗ ТРЕХ ВИДОВ КОНКУРЕНЦИЙ ПО ОТДЕЛЬНОСТИ

Дата	Анкет	Внутрироссийская конкуренция			Конкуренция с дальним зарубежьем			Конкуренция с ближним зарубежьем		
		G ²	df	Sig	G ²	df	Sig	G ²	df	Sig
10/95	412	16.2223	8	0.0393	4.5555	8	0.8039	6.0111	8	0.6460
4/96	683	35.1013	12	0.0005	11.3153	12	0.5021	13.4749	12	0.3355
10/96	616	30.6131	12	0.0023	17.0227	12	0.1487	11.4682	12	0.4893
4/97	696	35.9537	12	0.0003	18.0260	12	0.1149	13.7915	12	0.3142
10/97	894	32.8501	12	0.0010	16.9714	12	0.1507	28.4064	12	0.0048
4/98	966	28.2827	12	0.0050	16.4333	12	0.1722	17.9684	12	0.1167
10/98	976	22.3303	12	0.0340	14.8930	12	0.2473	15.1051	12	0.2357
4/99	1017	12.4747	12	0.4083	12.2215	12	0.4281	12.9993	12	0.3691
10/99	1052	19.5629	12	0.0758	23.7870	12	0.0217	38.7302	12	0.0001
4/00	896	17.7570	12	0.1233	23.2143	12	0.0260	25.8157	12	0.0114

Примечание. G² - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости.

Полученные результаты позволяют сделать первые выводы. Кризис 1998г. явно выглядит как переломная точка во влиянии трёх видов конкуренции на финансово – экономическое положение предприятий. До кризиса на российские предприятия не влияла конкуренция с импортом, после кризиса – внутрироссийская конкуренция. На первый взгляд это выглядит парадоксально, поскольку девальвация рубля, несомненно, укрепила позиции российских производителей в конкуренции с импортом. Российские предприятия увеличили объёмы сбыта за счёт той части потребителей, для которых импорт стал неприемлемо дорог. Число желающих купить российские товары возросло. Это снизило конкуренцию за покупателей. Предприятия смогли задействовать часть законсервированных и сохранившихся мощностей. При этом следует иметь в виду, что выводились из оборота в первую очередь в 1992 – 1998г.г. худшие мощности, которые сейчас либо

просто утеряны, либо требуют существенных вложений для модернизации, либо способны производить лишь устаревшую продукцию. Т.е. быстро и в полном объеме удовлетворить спрос желающих купить российские товары отечественная промышленность не в состоянии. Предприятия стали чувствовать себя более комфортно на внутреннем рынке.

С другой стороны, девальвация выровняла позиции российских и зарубежных производителей с учётом соотношения “цена – качество”. Несомненно, российские товары существенно уступают импортным. Однако теперь соотношение цен стало таким, что они перестали считать бесполезной борьбу за потребителя, выбирающего между дорогим импортом и менее качественными российскими товарами. Игра для российских предприятий стала стоить свеч.

ТАБЛИЦА 2. ХАРАКТЕРИСТИКИ ЛОГЛИНЕЙНЫХ МОДЕЛЕЙ, ПРОВЕРЯЮЩИХ ГИПОТЕЗУ О ЛИНЕЙНОЙ ЗАВИСИМОСТИ ФЭС ОТ КАЖДОГО ИЗ ТРЕХ ВИДОВ КОНКУРЕНЦИЙ ПО ОТДЕЛЬНОСТИ

Дата	Анкет	Внутрироссийская конкуренция			Конкуренция с дальним зарубежьем			Конкуренция с ближним зарубежьем		
		G ²	df	Sig	G ²	df	Sig	G ²	df	Sig
10/95	412	4.1828	7	0.7585	4.2148	7	0.7547	4.5540	7	0.7142
4/96	683	17.7088	11	0.0886	7.8749	11	0.7245	8.2811	11	0.6879
10/96	616	13.3354	11	0.2720	14.4987	11	0.2066	6.9169	11	0.8058
4/97	696	17.9125	11	0.0836	14.6456	11	0.1993	10.5761	11	0.4794
10/97	894	10.2092	11	0.5117	16.6286	11	0.1194	28.1853	11	0.0030
4/98	966	11.7913	11	0.3795	14.3889	11	0.2122	10.7969	11	0.4604
10/98	976	11.1847	11	0.4279	14.1891	11	0.2227	8.6139	11	0.6575
4/99	1017	10.1239	11	0.5193	8.6543	11	0.6538	8.6894	11	0.6505
10/99	1052	14.2011	11	0.2221	14.2688	11	0.2185	34.5414	11	0.0003
4/00	896	16.1806	11	0.1346	9.4094	11	0.5842	19.1046	11	0.0592

Примечание. G² - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости.

Следующий шаг анализа – использование моделей, включающих взаимодействие ФЭС и трех видов конкуренции. Теперь проверяется гипотеза об обособленном влиянии каждого из трех видов конкуренции на ФЭС предприятий. Качество подгонки моделей возросло и стало приемлемым для всех видов конкуренции (см. табл. 2). Для 28 точек наблюдаемый уровень значимости превосходит пороговый 0.05. И только в двух случаях для конкуренции с предприятиями из ближнего зарубежья добавление линейного взаимодействия не позволило добиться приемлемого качества подгонки.

Целесообразность добавления в модель взаимодействия признаков очевидна для тех случаев, когда гипотеза о независимости не дает удовле-

творительных результатов. Если же независимая модель допустима, то для проверки целесообразности усложнения модели следует оценить относительное качество подгонки. Расчет изменений величины отношения правдоподобия и числа степеней свободы при добавлении эффекта линейного взаимодействия подтвердил целесообразность такого усложнения и, следовательно, наличие линейной зависимости между ФЭС и внутривнутрироссийской конкуренцией для периода с октября 1995г. по октябрь 1998г. (см. табл.3). Наблюдаемый уровень значимости составлял величину, практически не отличающуюся от нуля. Целесообразным оказалось добавление линейного взаимодействия и для данных, относящихся ко второму полугодю 1999г. Величина отношения правдоподобия для независимой модели составляла 19.5629 при 12 степенях свободы, наблюдаемый уровень значимости – 0.0758, что конечно, выше порога 0.05, но не слишком.

ТАБЛИЦА 3. ПРОВЕРКА ЦЕЛЕСООБРАЗНОСТИ ДОБАВЛЕНИЯ ЛИНЕЙНОГО ВЗАИМОДЕЙСТВИЯ В МОДЕЛИ ЗАВИСИМОСТИ ФЭС ОТ КАЖДОГО ИЗ ТРЕХ ВИДОВ КОНКУРЕНЦИЙ ПО ОТДЕЛЬНОСТИ

Дата	Анкет	Внутрироссийская конкуренция			Конкуренция с дальним зарубежьем			Конкуренция с ближним зарубежьем		
		G ² -G ²	Df-df	Sig	G ² -G ²	df-df	Sig	G ² -G ²	df-df	Sig
10/95	412	12.0395	1	0.0005	0.3407	1	0.5594	1.4571	1	0.2274
4/96	683	17.3925	1	0.0000	3.4404	1	0.0636	5.1938	1	0.0227
10/96	616	17.2777	1	0.0000	2.5240	1	0.1121	4.5513	1	0.0329
4/97	696	18.0412	1	0.0000	3.3804	1	0.0660	3.2154	1	0.0729
10/97	894	22.6409	1	0.0000	0.3428	1	0.5582	0.2211	1	0.6382
4/98	966	16.4914	1	0.0000	2.0444	1	0.1528	7.1715	1	0.0074
10/98	976	11.1456	1	0.0008	0.7039	1	0.4015	6.4912	1	0.0108
4/99	1017	2.3508	1	0.1252	3.5672	1	0.0589	4.3099	1	0.0379
10/99	1052	5.3618	1	0.0206	9.5182	1	0.0020	4.1888	1	0.0407
4/00	896	1.5764	1	0.2093	13.8049	1	0.0002	6.7111	1	0.0096

Примечание. G²-G² – изменение величины отношения правдоподобия; df-df – изменение числа степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости.

Для конкуренции с производителями из дальнего зарубежья усложнение модели за счет линейного взаимодействия целесообразно для данных за второе полугодие 1999г. и первое полугодие 2000г. В период с октября 1995г. по апрель 1999г. для описания влияния этого вида конкуренции на ФЭС лучше подходит логлинейная модель без взаимодействия.

Ситуация с конкуренцией из ближнего зарубежья оказалась более сложной. Проверка модели только с главными эффектами продемонстрировала ее допустимость с 1995г. по апрель 1999г. (с единственным исключением – октябрь 1997г.). Усложнение модели за счет линейного взаимодействия оказалось оправданным для 1996г. и 1998 – 2000гг. Снижение

величины отношения правдоподобия для этих периодов оказалось достаточно большим, чтобы наблюдаемый уровень значимости стал меньше порога 0.05. Но для двух точек модель с линейным взаимодействием оказалась недостаточно хороша для описания влияния конкуренции с ближним зарубежьем на ФЭС. Наблюдаемый уровень значимости для октября 1997г. и октября 1999г. оказался ниже 0.05. В этих случаях может быть использована только насыщенная модель. Можно предположить, что такое «нечеткое» влияние конкуренции с производителями из СНГ связано с двойственной природой этой конкуренции. С одной стороны, качество товаров, производимых на территории бывшего СССР, до сих пор остается сопоставимым и здесь не существует таких принципиальных различий как с полноценным (из дальнего зарубежья) импортом. С другой стороны, экономическая обособленность государств бывшего СССР включила в конкурентную борьбу факторы, связанные с валютными курсами и протекционистскими мерами.

Рассмотрим теперь влияние на ФЭС всех трех видов конкуренции одновременно. Как и прежде, ФЭС предприятий будет считаться откликом, а три вида конкуренции – факторами. Первая гипотеза – о независимости – не подтвердилась. Отклонение расчетных значений от фактических оказалось неприемлемо большим: наблюдаемый уровень значимости для всех точек равен нулю. Таким образом, в течение всего рассматриваемого периода ФЭС предприятий не было независимым от трех видов конкуренции в совокупности.

Если принять гипотезу о независимости одним «полюсом» нашего анализа, то насыщенная модель логлинейного анализа будет другим – идеальным, но и самым сложным – полюсом. Наша задача состоит в том, чтобы найти модель, находящуюся в этом интервале и достаточно просто (для интерпретации) описывающую наши данные. В качестве эквивалента насыщенной модели для задачи фактор/отклик целесообразно рассмотреть модель, в которую входят взаимодействие всех факторов между собой и взаимодействие каждого из факторов с откликом. Еще одним упрощением будет использование линейных взаимодействий факторов и отклика, что в свою очередь существенно упростит интерпретацию результатов. Если эта модель окажется приемлемой для наших данных, то логично будет попытаться еще больше упростить ее, приблизившись допустимо близко (с точки зрения качества подгонки) к другому полюсу анализа – модели без каких бы то ни было взаимодействий.

Проверка модели, в которую входят одно взаимодействие третьего уровня всех факторов и линейные взаимодействия каждого из факторов с откликом (ФЭС) продемонстрировала высокое качество рассматриваемой модели: наблюдаемые уровни значимости для всех точек равны 1.0000 (см. табл. 4).

ТАБЛИЦА 4. ХАРАКТЕРИСТИКИ ЛОГЛИНЕЙНОЙ МОДЕЛЕЙ, ВКЛЮЧАЮЩЕЙ ТРЕХ-УРОВНЕВОЕ ВЗАИМОДЕЙСТВИЕ ТРЕХ ВИДОВ КОНКУРЕНЦИЙ

Дата	Анкет	G ²	df	Sig
10/95	412	45.5349	245	1.0000
4/96	683	117.0319	369	1.0000
10/96	616	99.7758	369	1.0000
4/97	696	132.4432	369	1.0000
10/97	894	150.6320	369	1.0000
4/98	966	142.1592	369	1.0000
10/98	976	141.1767	369	1.0000
4/99	1017	178.7772	369	1.0000
10/99	1052	137.1272	369	1.0000
4/00	896	131.3135	369	1.0000

Примечание. G² - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости.

Коэффициенты, оценивающие влияние каждого из трех видов конкуренции на ФЭС предприятий, в рассматриваемой модели положительны и все значимы для внутрироссийской конкуренции, в половине случаев значимы для конкуренции с дальним зарубежьем, и в двух случаях – для конкуренции с ближним зарубежьем (см. табл.5). Во всех случаях внутрироссийская конкуренция оказывает более сильное влияние на состояние предприятий, чем другие виды конкуренции. Вместе с тем к концу рассматриваемого периода (начало 2000г.) влияние внутренней конкуренции стало снижаться и практически сравнялось с влиянием конкуренции с импортом из дальнего зарубежья.

ТАБЛИЦА 5. ОЦЕНКИ ВЛИЯНИЯ ТРЕХ ВИДОВ КОНКУРЕНЦИЙ НА ФЭС В МОДЕЛИ, ВКЛЮЧАЮЩЕЙ ТРЕХУРОВНЕВОЕ ВЗАИМОДЕЙСТВИЕ ВСЕХ ВИДОВ КОНКУРЕНЦИЙ

Дата	Внутрироссийская конкуренция		Конкуренция с дальним зарубежьем		Конкуренция с ближним зарубежьем	
10/95	0.3742	(0.1147)	0.0844	(0.7070)	0.1182	(0.0834)
4/96	0.2205	(0.0435)	0.0794	(0.0359)	0.0301	(0.0463)
10/96	0.1992	(0.0508)	0.0962	(0.0362)	0.0706	(0.0470)
4/97	0.2115	(0.0492)	0.0611	(0.0351)	0.0684	(0.0423)
10/97	0.2368	(0.0364)	0.0736	(0.0303)	0.0114	(0.0350)
4/98	0.2086	(0.0380)	0.0518	(0.0278)	0.0526	(0.0340)
10/98	0.1921	(0.0376)	0.0426	(0.0280)	0.1071	(0.0322)
4/99	0.1263	(0.0354)	0.0602	(0.0321)	0.1227	(0.0365)
10/99	0.1735	(0.0386)	0.1249	(0.0345)	0.0382	(0.0407)
4/00	0.1257	(0.0440)	0.1243	(0.0397)	0.0834	(0.0447)

Примечание. Приведены коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из видов конкуренции с ФЭС. В скобках – стандартные ошибки.

Следующим шагом упрощения рассматриваемой модели логично сделать сокращение взаимодействий третьего уровня – взаимодействие всех трех видов конкуренции – до второго уровня за счет исключения одного из видов конкуренции. Перебор показал, что исключать надо внутрироссийскую конкуренцию. Увеличение значений отклонений правдоподобия не приводило к явному снижению качества модели: наблюдаемый уровень значимости оставался максимальным (1.0000) для всех точек. Исключение конкуренции с ближним или дальним зарубежьем было оправдано только для периода октябрь 1995г. – апрель 1997г., затем качество подгонки модели резко падало (см. табл. 6). Исключение всего трехуровневого взаимодействия оказалось допустимым опять же для первых четырех точек, после чего наблюдаемый уровень значимости снижался до 0.0000 и лишь в двух случаях составлял 0.0016 и 0.0019.

ТАБЛИЦА 6. ХАРАКТЕРИСТИКИ ЛОГЛИНЕЙНЫХ МОДЕЛЕЙ ПРИ ИСКЛЮЧЕНИИ ОДНОГО ИЗ ВИДОВ КОНКУРЕНЦИИ ИЗ ТРЕХУРОВНЕВОГО ВЗАИМОДЕЙСТВИЯ КОНКУРЕНЦИЙ

Дата	Исключение из трехуровневого взаимодействия конкуренции								
	внутрироссийской			с дальним зарубежьем			с ближним зарубежьем		
	G ²	df	Sig	G ²	df	Sig	G ²	df	Sig
10/95	101.2847	341	1.0000	203.6047	341	1.0000	200.8855	341	1.0000
4/96	218.0321	465	1.0000	398.3114	465	0.9887	388.4848	465	0.9958
10/96	202.6206	465	1.0000	292.8688	465	1.0000	295.6481	465	1.0000
4/97	232.7340	465	1.0000	393.4529	465	0.9930	404.4924	465	0.9801
10/97	260.0897	465	1.0000	583.7594	465	0.0001	556.9421	465	0.0021
4/98	287.8977	465	1.0000	493.8061	465	0.1717	509.7210	465	0.0744
10/98	302.5329	465	1.0000	595.7610	465	0.0000	580.3473	465	0.0002
4/99	324.6076	465	1.0000	637.8504	465	0.0000	630.8718	465	0.0000
10/99	325.3253	465	1.0000	701.3138	465	0.0000	714.5100	465	0.0000
4/00	272.1332	465	1.0000	488.4169	465	0.2185	493.4281	465	0.1747

Примечание. G² - величина отношения правдоподобия; df - число степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости.

Все коэффициенты в модели с трехуровневым взаимодействием положительны и значимы для всего периода наблюдений в случае внутрироссийской конкуренции, в половине наблюдений – для конкуренции с дальним зарубежьем и для двух точек – для конкуренции с ближним зарубежьем. Самое сильное влияние на ФЭС предприятий имеет внутрироссийская конкуренция.

ТАБЛИЦА 7. ОЦЕНКИ ВЛИЯНИЯ ТРЕХ ВИДОВ КОНКУРЕНЦИЙ НА ФЭС В МОДЕЛИ, ВКЛЮЧАЮЩЕЙ ДВУХУРОВНЕВОЕ ВЗАИМОДЕЙСТВИЕ КОНКУРЕНЦИЙ С ДАЛЬНИМ И БЛИЖНИМ ЗАРУБЕЖЬЕМ

Дата	Внутрироссийская конкуренция		Конкуренция с дальним зарубежьем		Конкуренция с ближним зарубежьем	
10/95	0.3487	(0.0897)	0.0906	(0.0666)	0.1842	(0.0752)
4/96	0.2555	(0.0372)	0.0748	(0.0350)	0.0866	(0.0405)
10/96	0.2484	(0.0404)	0.0809	(0.0344)	0.1229	(0.0381)
4/97	0.2511	(0.0386)	0.0676	(0.0399)	0.0848	(0.0406)
10/97	0.2579	(0.0325)	0.0694	(0.0285)	0.0502	(0.0315)
4/98	0.2317	(0.0328)	0.0623	(0.0271)	0.0889	(0.0316)
10/98	0.2458	(0.0331)	0.0318	(0.0275)	0.1112	(0.0310)
4/99	0.1879	(0.0298)	0.0590	(0.0311)	0.1197	(0.0340)
10/99	0.2323	(0.0342)	0.1108	(0.0342)	0.0708	(0.0379)
4/00	0.2249	(0.0359)	0.1035	(0.0389)	0.1249	(0.0385)

Примечание. Приведены коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из видов конкуренции с ФЭС. В скобках – стандартные ошибки.

Исключение внутрироссийской конкуренции из трехуровневого взаимодействия увеличило количество точек наблюдения, в которых коэффициенты для конкуренции с ближним зарубежьем значимы. В сопоставимые моменты (когда коэффициенты для всех видов конкуренции значимы) самое сильное воздействие осталось за внутрироссийской конкуренцией, на втором месте – конкуренция с ближним зарубежьем (она стала значима в восьми случаях из десяти), на третьем – с дальним зарубежьем (значима в шести случаях) (см. табл. 7).

ТАБЛИЦА 8. ПРОВЕРКА ЦЕЛЕСООБРАЗНОСТИ ИСКЛЮЧЕНИЯ ЛИНЕЙНОГО ВЗАИМОДЕЙСТВИЯ ФЭС И ОДНОГО ИЗ ТРЕХ ВИДОВ КОНКУРЕНЦИЙ

Дата	Исключение взаимодействия ФЭС и конкуренции								
	внутрироссийской			с дальним зарубежьем			с ближним зарубежьем		
	G^2-G^2	Df-df	Sig	G^2-G^2	df-df	Sig	G^2-G^2	df-df	Sig
10/95	25.5727	1	0.0000	1.9182	1	0.1661	6.8616	1	0.0088
4/96	65.7112	1	0.0000	4.7318	1	0.0296	4.7804	1	0.0288
10/96	56.2866	1	0.0000	5.6981	1	0.0170	11.5991	1	0.0007
4/97	63.0450	1	0.0000	4.0927	1	0.0431	4.6198	1	0.0316
10/97	91.7659	1	0.0000	6.1122	1	0.0134	2.6146	1	0.1059
4/98	73.0097	1	0.0000	5.3796	1	0.0204	8.4422	1	0.0037
10/98	79.2157	1	0.0000	1.3649	1	0.2427	14.1240	1	0.0002
4/99	48.0130	1	0.0000	3.6752	1	0.0552	13.2353	1	0.0003
10/99	58.5289	1	0.0000	10.9814	1	0.0009	3.6043	1	0.0576
4/00	48.7367	1	0.0000	7.3390	1	0.0067	11.3466	1	0.0008

Примечание. G^2-G^2 – изменение величины отношения правдоподобия; df-df – изменение числа степеней свободы; Sig - наблюдаемый уровень значимости.

На следующем шаге упрощения нашей модели можно попробовать исключить одно из двухуровневых взаимодействий, описывающих влияние конкуренций на ФЭС. Результаты поочередного исключения этих взаимодействий показали, что минимальные потери качества подгонки модели будут при исключении взаимодействия ФЭС и конкуренции с дальним зарубежьем. Заметим, что после исключения любого из трех взаимодействий качество подгонки усеченных моделей остается на самом высоком уровне: наблюдаемые уровни значимости опускаются в худшем случае до 0.9978. По парное сравнение прироста величин отношения правдоподобия и числа степеней свободы показало, что исключение взаимодействия с конкуренцией из дальнего зарубежья оправдано в трех случаях из десяти, конкуренции с ближним зарубежьем – в двух случаях, внутрироссийской конкуренции – ни в одном случае. Еще одним аргументом в пользу исключения взаимодействия с конкуренцией из дальнего зарубежья стало то обстоятельство, что суммарный (за все 10 точек) прирост величины отношения правдоподобия в этом случае составил 51.2931, тогда как при исключении конкуренции из ближнего зарубежья он оказался равным 81.2279, а для внутрироссийской конкуренции – 609.8854 (см. табл.8).

Все коэффициенты в модели без взаимодействия ФЭС и конкуренции с дальним зарубежьем положительны и значимы. Внутрироссийская конкуренция по-прежнему оказывает более сильное влияние на состояние российских предприятий, чем конкуренция с производителями из ближнего зарубежья (см. табл.9).

ТАБЛИЦА 9. ОЦЕНКИ ВЛИЯНИЯ ДВУХ ВИДОВ КОНКУРЕНЦИЙ НА ФЭС В МОДЕЛИ, НЕ СОДЕРЖАЩЕЙ ВЗАИМОДЕЙСТВИЕ ФЭС И КОНКУРЕНЦИИ С ДАЛЬНИМ ЗАРУБЕЖЬЕМ

Дата	Внутрироссийская конкуренция	Конкуренция с ближним зарубежьем
10/95	0.3722 (0.0873)	0.2375 (0.0655)
4/96	0.2692 (0.0363)	0.1338 (0.0344)
10/96	0.2650 (0.0391)	0.1621 (0.0353)
4/97	0.2629 (0.0383)	0.1290 (0.0348)
10/97	0.2740 (0.0316)	0.0886 (0.0274)
4/98	0.2428 (0.0319)	0.1259 (0.0276)
10/98	0.2530 (0.0323)	0.1271 (0.0281)
4/99	0.2009 (0.0288)	0.1544 (0.0291)
10/99	0.2514 (0.0332)	0.1400 (0.0319)
4/00	0.2446 (0.0350)	0.1805 (0.0333)

Примечание. Приведены коэффициенты β , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из видов конкуренции с ФЭС. В скобках – стандартные ошибки.

Очередное упрощение модели возможно за счет двух двухуровневых взаимодействий: ФЭС и конкуренции с ближним зарубежьем, ФЭС и внутрироссийской конкуренции. Исключение любого из взаимодействий не ухудшало до критического уровня значение отношения правдоподобия: наблюдаемый уровень значимости опускался в худшем случае до 0.9658. Однако изменение величин отношения правдоподобия во всех случаях не подтверждало гипотезу о том, что сложная модель хуже, иными словами исключение никакого из рассматриваемых взаимодействий неоправданно. Единственным аргументом в пользу исключения взаимодействия с конкуренцией из ближнего зарубежья можно считать то, что суммарное (за все 10 точек) ухудшение качества подгонки составляет 192.6669, а при исключении внутрироссийской конкуренции – 767.7422.

Таким образом, самая простая логлинейная модель, оценивающая влияние конкуренции на финансово-экономическое положение предприятий обязана включать взаимодействие только с внутрироссийской конкуренцией. Уже в этом случае получается высокое качество подгонки модели (не хуже 0.9999). На втором месте по степени воздействия на состояние российских предприятий находится конкуренция с ближним зарубежьем, и лишь потом логика логлинейного анализа неколичественных данных требует включения взаимодействия ФЭС с конкуренцией из дальнего зарубежья.

Аналогичная ситуация складывается и при анализе коэффициентов, оценивающих линейное взаимодействие ФЭС и различных видов конкуренции. Во всех моделях, включающих все три взаимодействия, влияние внутрироссийской конкуренции всегда значимо и самое сильное. Соотношение силы влияний зарубежных конкурентов не такое однозначное. В самой сложной из рассмотренных моделей (с трехуровневым взаимодействием всех трех видов конкуренции) воздействие конкуренции с ближним зарубежьем значимо отличалось от нуля только в двух случаях из десяти (конец 1998г. и начало 1999г). Конкуренция с дальним зарубежьем значимо влияла на состояние в пяти случаях. Т.о. соотношение 5:2 в пользу дальнего зарубежья. Исключение внутрироссийской конкуренции из трехуровневого взаимодействия, оправданное с учетом значимости изменения величины отношения правдоподобия для периода 1995 – 1997гг., изменило соотношение 6:8 в пользу конкуренции с ближним зарубежьем.

Результаты опросов позволяют оценить влияние конкуренции на рынках сбыта на конкурентоспособность выпускаемой продукции. Как показали расчеты, оба вида конкуренции положительно сказываются на конку-

рентоспособности продукции российских предприятий на внутреннем рынке. В течение всех лет мониторинга (1996-2000 гг.) и внутрироссийская конкуренция, и конкуренция с импортом способствовали повышению конкурентоспособности выпускаемой продукции на внутреннем рынке. При этом влияние внутренней конкуренции оказывалось более существенным, чем влияние конкуренции с импортом. Однако в 1997 и 2000 гг. конкуренция с дальним зарубежьем оказывала более сильное воздействие. Ситуация с внешней конкурентоспособностью российских товаров иная. Она формируется только под влиянием конкуренции с импортом. Внутренняя конкуренция, что вполне закономерно, не оказывает значимого влияния на эту характеристику российской продукции. Таким образом, либерализация внешней торговли и внешняя конкуренция полезны не только российским предприятиям, но и российским потребителям, получающим в результате более качественную продукцию отечественных производителей на внутреннем рынке.

§7. Выводы и рекомендации

Полученные в настоящей работе результаты позволяют сделать определенные выводы и сформулировать следующие рекомендации.

Использование при анализе состояния российских промышленных предприятий официальных статистических данных может привести к неадекватным выводам в силу двух обстоятельств. Во-первых, предприятия умышленно корректируют свою официальную отчетность с целью минимизировать «потери» в виде налоговых и прочих платежей государству. Устранение таких искажений возможно путем снижения налоговой нагрузки и при помощи формирования у предприятий заинтересованности в предоставлении государственным органам корректной отчетности. Если первая проблема активно обсуждается, и для ее решения предпринимаются практические шаги, то вторая задача даже не формулируется в силу отношения к реформе системы государственной статистики как к второсортной или третьесортной проблеме. А между тем потребность в оперативной и качественной статистической информации существует на всех уровнях экономического управления. Такая потребность существует и у самих предприятий, которые в условиях экономических реформ попали в принципиально новые условия и вынуждены самостоятельно принимать управленческие решения. Для выработки таких решений руководителям предприятий требуется гораздо больше экономической информации, чем во времена плановой экономики. Это обстоятельство и может быть использовано для формирования у предприятий заинтересованности в корректном заполнении форм обязательной статистической отчетности. Если предприятия будут получать (или иметь возможность) от органов государственной статистики обобщенные данные (бесплатно и регулярно), то и отношение к предоставлению такой информации изменится. Апробация организации статистического мониторинга по схеме «индивидуальные сведения – обобщенные результаты» прошла в ходе ежемесячных конъюнктурных опросов ИЭПП в течение восьми лет и подтвердила свою реализуемость.

Во-вторых, доступная для исследователей и управленческих органов статистическая отчетность не содержит ряда важнейших показателей (например, о конкуренции на рынках сбыта и конкурентоспособности продукции). Это заставляет использовать либо косвенные, либо неполные данные, а в некоторых случаях опираться лишь на экспертные оценки. Указан-

ная проблема общепризнанна всеми «потребителями» статистической информации. Ее решение возможно не только на пути совершенствования системы государственной статистики, но и при помощи развертывания альтернативных или дополняющих систем статистического мониторинга, основанных на анкетных опросах. Система анкетных конъюнктурных опросов имеет ряд принципиальных особенностей и преимуществ. Во-первых, организация новой системы опросов требует гораздо меньше времени и средств, чем модификация существующей государственной. Во-вторых, простота организации опросов позволяет оперативно совершенствовать состав показателей и приёмы анализа. Это особенно важно для переходных экономик, отличающихся высоким динамизмом и постоянным возникновением новых явлений. В-третьих, использование рекомендаций европейской гармонизированной программы позволяет создать такую систему конъюнктурных опросов, информационные и аналитические возможности которой на данный момент превосходят потребности реальных пользователей в странах СНГ. Таким образом, создается уникальный задел для будущих разработок. В-четвёртых, система конъюнктурных опросов ориентирована на удовлетворение потребностей не только государственных органов, но и предприятий, участвующих в опросах. В-пятых, только система конъюнктурных опросов позволяет организовать мониторинг новых для плановой и принципиально важных для рыночной экономики показателей. В первую очередь – изменение спроса, оценка запасов готовой продукции и краткосрочные ожидания предприятий.

Реальное финансово-экономическое положение предприятий принципиально изменилось после финансового кризиса 1998 г. и девальвации рубля. Последние два года российская промышленность демонстрирует беспрецедентный по продолжительности и интенсивности рост производства, базирующийся на росте платежеспособного спроса, а не денежных суррогатов. Однако это обстоятельство остается вне поля зрения как официальных властей, так и аналитиков. Основное внимание по-прежнему уделяется проблемам бартера и неплатежей, причинам возникновения этих явлений. При этом предполагается, что бартер и другие неденежные формы расчетов используется как средство сохранения выпуска на неэффективных предприятиях и как способ увода доходов предприятия в тень. В обоих случаях предприятия фактически должны улучшать свое реальное финансово-экономическое положение, может быть не совсем рыночными или законными способами. Вольно или невольно неденежные сделки ставятся в вину предприятиям, поскольку они выгодны только самим производителям, но не государству, собственникам и всему обществу в целом. Однако наши расчеты свидетельствуют об обратном. На реаль-

ное финансово-экономическое положение предприятий положительно влиял и влияет только платежеспособный спрос на выпускаемую продукцию. Ни бартер, ни векселя, ни зачеты никогда не помогали предприятиям улучшать свое положение. Более того, они негативно сказывались на их состоянии.

Исследование моделей формирования прогнозов изменения ФЭС уточняет представление о предпочтительных (для предприятий) способах улучшения своего положения. Предприятия в своих планах связывают положительные изменения в ФЭС в первую очередь с платежеспособным спросом. Бартерные сделки также рассматривались производителями как способ улучшения ФЭС в период высокой бартеризации. Однако на практике добиться этого российским промышленным предприятиям не удалось: дополнительные издержки бартерного обращения перевешивали реальные «плюсы» такого рода сделок. И это определенно осознавалось самими предприятиями: рост бартера и в прогнозах, и фактически связывался ими с ростом издержек. Тогда как рост платежеспособного спроса приводит к снижению себестоимости продукции.

Таким образом, нормальный платежеспособный спрос так же нужен российским промышленным предприятиям, как и государству. Поэтому «обвинительный уклон» предположений о том, что неденежные расчеты используются предприятиями в своих корыстных интересах, не получил в данном исследовании статистических аргументов. Российские промышленные предприятия в этом вопросе являются союзниками правительства и общества в целом, заинтересованных в формировании нормальных рыночных условий воспроизводства. Сохранение предприятиями прежних пропорций денежных и неденежных расчетов в январе-феврале 2001 г., когда опросы регистрировали абсолютное сокращение платежеспособного спроса, также подтверждает этот тезис.

Несмотря на преобладающее убеждение, что высокий уровень концентрации и низкая конкуренция создают основу для монополистического поведения российских промышленных предприятий, проведенный нами анализ не подтвердил эту гипотезу. Отечественным предприятиям не удается на деле использовать свое монополистическое положение (если оно действительно имеет место) в собственных интересах. В 1995-2000 гг. они не строили свое благополучие на сдерживании производства и росте цен. Как показывают расчеты, реальное ФЭС предприятий не зависело от роста цен, оно определялось только изменениями выпуска и всегда имело с этой переменной положительную и статистически значимую связь. Более того, российские промышленные предприятия и не планировали использование своего монопольного положения в подобных целях. Прогнозы изменения ФЭС формировались только под

влиянием прогнозов выпуска, рост же своих цен не связывался руководителями с улучшением ФЭС предприятий.

Проблема конкуренции и ее влияние на российские предприятия остается одной из самых интересных и активно обсуждаемых тем. Наше исследование может пролить дополнительный и наиболее статистически аргументированный свет на эту проблему. Несмотря на то, что уровень конкуренции на рынках сбыта российских промышленных предприятий скорее низкий, чем высокий, этот фактор определенно влияет на состояние производителей и его влияние позитивно. При исследовании этого вопроса мы имели возможность разделять два вида конкуренции: внутрироссийскую и конкуренцию с дальним зарубежьем. Это обстоятельство особенно интересно в связи с девальвацией 1998г., которая стала переломной точкой в формировании конкурентной среды в российской промышленности, и призывами к защите отечественного производителя. До кризиса на российских предприятиях не сказывалась конкуренция с импортом, после кризиса – внутрироссийская конкуренция. Теперь производители стали чувствовать себя более комфортно на внутреннем рынке в связи с ростом спроса на отечественную продукцию и изменением соотношения «цена-качество» в конкуренции с импортом. Если все-таки поставить вопрос об оценке влияния конкуренцией на ФЭС предприятий, то приоритет всегда принадлежал внутрироссийской конкуренции; конкуренция с дальним зарубежьем всегда и явно уступала ей. Однако влияние последней более существенно при определении конкурентоспособности. Оба вида конкуренции положительно сказываются на внутренней конкурентоспособности. На внешнюю конкурентоспособность влияет только конкуренция с дальним зарубежьем.

Таким образом, к началу 2001 влияние внешней и внутренней конкуренции положительно сказывается и на состоянии предприятий, и конкурентоспособности продукции. В такой ситуации призывы к защите отечественного производителя противоречат и интересам предприятий, и интересам потребителей. Первые лишаются дополнительного (но не слишком сильного) дисциплинирующего стимула, вторые могут потерять возможность покупать более совершенную отечественную продукцию. Если принять во внимание еще и то обстоятельство, что сами же производители оценивают уровень конкуренции как слабый или умеренный, то меры государственной политики в этой области должны быть направлены как минимум на сохранение сложившегося после 1998 г. удачного положения. Активная же политика государства в этой области должна быть направлена на более широкое использование потенциала внешней конкуренции в целях повышения эффективности отечественной

промышленности. Неиспользованные возможности этого направления гораздо выше, чем резервы внутренней конкуренции.

Литература

1. Agresti, A. (1996). *An Introduction to Categorical Data Analysis*. New-York: Wiley.
2. Alfandari, G. and Schaffer, M.E. (1996), “‘Arrears’ in the Russian Enterprises Sector”, in Commander S., Q. Fan and M.E.Schaffer (eds.), ‘Enterprise Restructuring and Economic Policy in Russia’, EDI Development Studies, Washington D.C.: The World Bank.
3. Bevan, A.A., Estrin S. and Schaffer, M.E. (1999), ‘Determinants of Enterprise Performance during Transition’, CERT Discussion Paper No 99/03, January.
4. Brown, A.N. and Brown, J.D. (1998), ‘Does Market Structure Matter? New Evidence from Russia’, SITE Working Papers No 130, June, Stockholm.
5. Carlin, W., Fries. S., Schaffer, M., Seabright, P. (2000), ‘Barter and Non-Monetary Transactions in Transition Economies: Evidence from a Cross Country Survey’, CERT Discussing Papers, No 2000/04, Edinburgh.
6. Carlin, W., Fries. S., Schaffer, M., Seabright, P. (2000), ‘Competition and Enterprise Performance in Transition Economies: Evidence from a Cross Country Survey’, Paper presented at the CEPR/WDI Annual International Conference on Transition Economics, Moscow 2/5 July 2000
7. Commander, S. and Mumssen, C. (1998), ‘Understanding Barter in Russia’, EBRD Working Papers No37, December.
8. Commander, S., I.Dolinskaya and C.Mumssen (2000), “Determinations of Barter in Russia”, IMF Working Paper N155.
9. Earle, J.S. and Estrin, S. (1998), ‘Privatization, Competition and Budget Constraints: Disciplining Enterprises in Russia’ SITE Working Papers No 128, March, Stockholm.
10. Earle, J.S., (1998), ‘Post-privatization ownership structure and productivity in Russian industrial enterprises’ SITE Working Papers No 127, Stockholm.
11. Earle, J.S., S.Estrin and L.L.Leshchenko (1996), ‘Ownership structures, patterns of control, and enterprises behavior in Russia’, in Commander S., Q. Fan and M.E.Schaffer (eds.), ‘Enterprise Restructuring and Economic Policy in Russia’, Washington D.C.: The World Bank.
12. European Economy. -Supplement B. - July 1991. - Special Edition.
13. Frye, T. and A.Shleifer (1996), ‘The invisible and the grabbing hand’, *American Economic Review*, vol.87, N2.

14. Hendley, K., P.Murrel and R.Rytterman (1999), Law, relationships, and private enforcement: transactional strategies of Russian enterprises, Mimeo, University of Wisconsin, Madison, WI.
15. Lindsey, J.K. (1995). Modelling Frequency and Count Data. Oxford: Oxford Univ. Press.
16. Moers, L. (1999), 'What Determines Enterprise Performance in Russia? A Survey of the Evidence', Tinbergen Institute Discussion Paper, No99-077/2, September, Amsterdam.
17. OECD (2000), Country Study: Russia.
18. Richter, A. and M.E.Schaffer (1996), 'The performance of de novo private firms in Russian manufacturing', in Commander S., Q. Fan and M.E.Schaffer (eds.), 'Enterprise Restructuring and Economic Policy in Russia', Washington D.C.: The World Bank.
19. Tirole, J. (1988), The Theory of Industrial Organization. Cambridge: MIT Press.
20. В.Волконский "Институциональные проблемы российских реформ" М. Диалог-МГУ 1998.
21. В.Логинов, И.Курнышева "Долговременные тенденции развития промышленности" Экономист . 1999 No2.
22. Д.Б.Кувалин. "Экономические реформы в России: кризис 1991-1996 гг. и реакция предприятий." Проблемы прогнозирования, 1996, №6.
23. Карпов П.А. "О причинах низкой собираемости налогов (неплатежей фискальной системе), общих причинах "кризиса неплатежей" и возможности восстановления платежеспособности российских предприятий". Отчет Межведомственной балансовой комиссии. Москва, 1997.
24. Росс, Дж. Основы российского финансового кризиса // Проблемы прогнозирования. – 1997. - №6.
25. Т.Долгопятова. Переходная модель поведения российских промышленных предприятий (по данным эмпирических исследований 1991-1995 гг.). Вопросы экономики 1996 г., N11.
26. Яковлев А. Промышленные предприятия на рынке: сдвиги в структуре хозяйственных связей, состояние и перспективы конкуренции. - Вопросы экономики 1996 г., No 11.

ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ ПЕРЕХОДНОГО ПЕРИОДА
Серия «Научные труды»

- №32 С.Жаворонков, В.Мау, Д.Черный, К.Яновский «Дерегулирование российской экономики», Москва 2001
- №31 «Проблемы становления новой институциональной структуры в переходных странах», Сборник статей, Москва 2001
- №30 В.А. Бессонов «Трансформационный спад и структурные изменения в российском промышленном производстве», Москва 2001
- №29 Е.Г.Потапчик, С.К.Салахутдинова, С.В.Шишкин «Бюджетное финансирование федеральных учреждений здравоохранения», Москва 2001
- №28 Некоторые проблемы денежно-кредитной политики в переходной экономике, Сборник статей, Москва 2001
- № 27 С. Дробышевский, А. Золотарева, П. Кадочников, С. Синельников «Перспективы создания стабилизационного фонда в РФ», Москва 2001
- № 26 «Посткоммунистическая Россия в контексте мирового социально-экономического развития. Материалы международной конференции», 2001
- № 25 С. Шишкин "Реформа финансирования российского здравоохранения" Москва, ИЭПП, 2000
- № 24 "Совершенствование межбюджетных отношений в России" Москва 2000
- № 23 М. Матовников "Функционирование банковской системы России в условиях макроэкономической нестабильности" Москва 2000
- № 22 Эндрю Добсон "Долг и инвестиции для субъектов российской федерации" Апрель 2000 года
- № 21 Л. Михайлов, Л. Сычева, Е. Тимофеев "Банковский кризис 1998 года в России и его последствия" Москва 2000
- № 20 "Некоторые актуальные вопросы аграрной политики в России." Москва, 2000)
- № 19 "Проблемы налоговой системы России: теория, опыт, реформа." (в 2-х томах), 2000
- № 18 Материалы научной конференции на тему "Финансовый кризис: причины и последствия". Москва, 2000
- № 17 С. Дробышевский Анализ рынка ГКО на основе изучения временной структуры процентных ставок Москва, 1999
- № 16 Государственное регулирование экономики: опыт пяти стран. Москва, 1999

- № 15 **Некоторые политэкономические проблемы современной России.** Москва, 1999
- № 14 С. Дробышевский **Обзор современной теории временной структуры процентных ставок. Основные гипотезы и модели.** Москва, 1999
- № 13 Е. Гайдар **Наследие социалистической экономики: макро- и микроэкономические последствия мягких бюджетных ограничений.** Москва, 1999
- № 12 А. Радыгин, Р. Энтов **Институциональные проблемы развития корпоративного сектора: собственность, контроль, рынок ценных бумаг.** Москва, 1999
- № 11 **Реформирование некоторых отраслей социальной сферы России.** Москва, 1999
- № 10 **Коммунистическое правительство в посткоммунистической России: первые итоги и возможные перспективы.** Москва, 1999
- № 9-1 В. Мау "ЭКОНОМИКА И ПРАВО" **Конституционные проблемы экономической реформы посткоммунистической России,** Москва, 1998
- № 9 «Средний класс в России». Сборник докладов. Москва, 1998
- № 8 **Политические проблемы экономических реформ: сравнительный анализ.** Сборник докладов, Москва, 1998
- № 7 С.Г. Синельников-Мурылев, А.Б. Золотарева **Роль Правительства и Парламента в проводимой бюджетной политике в постсоветской России.** Москва, 1998
- № 6 **Финансово-экономические проблемы военного строительства и пути их решения.** (материалы научно-практической конференции). Москва, 1998
- № 5 А.П. Вавилов, Г.Ю. Трофимов **«Стабилизация и управление государственным долгом России»**
- № 4 **Либерализация и стабилизация - пять лет спустя.** Сборник докладов. Москва, 1997
- № 3 **Пять лет реформ.** Сборник статей. Москва, 1997
- № 2 **Посткоммунистическая трансформация: опыт пяти лет.** Сборник докладов. Москва, 1996
- № 1 В. Мау, С. Синельников-Мурылев, Г. Трофимов **Макроэкономическая стабилизация, тенденции и альтернативы экономической политики России.** Москва, 1996