

# Статьи: эконометрика отраслевой организации

## Эмпирический анализ несовершенной конкуренции на рынке риса в Азиатско-тихоокеанском регионе\*

Андрей Липин<sup>†</sup>

*Евразийская экономическая комиссия, Москва, Россия*

Повторяющиеся взаимодействия игроков свойственны многим реальным рынкам. Если это дополняется гарантированным рынком сбыта и наличием доминирующих игроков, то создаются естественные предпосылки для координации действий. Экономическая теория говорит, что снижение степени конкуренции вплоть до картеля может дать более высокую прибыльность. Однако координация на подобных рынках может чередоваться с конкуренцией и ценовыми войнами. Наблюдаемые цены риса у основных азиатских экспортеров демонстрируют близкую динамику, что предполагает согласованность их действий. Однако насколько это поведение близко к картельному — вопрос открытый. Используя месячные данные по экспортным продажам риса с 1997 г., данное исследование изучает степень несовершенной конкуренции и возможности сговора. Оценивание проводится с помощью обобщенного метода моментов.

*Ключевые слова: картельный сговор, ценовая война, повторяющиеся игры, непрерывные стратегии, рисовый рынок*

*Классификация JEL: C36, D43, L13, Q11, Q17*

### 1 Введение

Рынки, далекие от совершенной конкуренции — монополистические и олигополистические — составляют большую часть реальной конкурентной среды. Поэтому вопросы, стоящие перед исследователями, часто заключаются не столько в выявлении несовершенной конкуренции — она естественна для реальных рынков, но в выявлении степени ее несовершенства и наличия сговора между участниками рынка.

В данной работе изучаются степень несовершенства конкуренции и возможность сговора на рынке риса в Азиатско-тихоокеанском регионе (АТР). Рынок олигополен, и крупнейшие экспортеры риса, используя рыночную власть, могут получать дополнительные конкурентные преимущества. Актуальность работы повышается тем, что в АТР рис — традиционно основной продукт питания, и ценообразование критично для бедных слоев населения в большинстве стран или целых стран, таких как Бангладеш.

Качественный анализ исследуемого рынка говорит о том, что конкуренция — ценовая, участники наблюдают неточную информацию о функционировании рынка, структурные параметры также неизвестны. Исходя из их текущего взаимодействия, несовершенство конкуренции предполагается только на одной стороне рынка — стороне предложения, в то время как сторона спроса предполагается конкурентной. Подходящий тип из существующих моделей выявления сговора (см. обзор в Slade, 1990) — т.н. «модель выявления». Участники

---

\*Работа основана на магистерской диссертации, защищенной в РЭШ в 2012 г. Цитировать как: Липин, Андрей (2013). «Эмпирический анализ несовершенной конкуренции на рынке риса в Азиатско-тихоокеанском регионе», Квантиль, №11, стр. 41–59. Citation: Lipin, Andrey (2013). “Empirical analysis of imperfect competition in the rice market in the Asia-Pacific region,” *Quantile*, No.11, pp. 41–59.

<sup>†</sup>Адрес: 119121, Москва, Смоленский бульвар, дом 3/5. Электронная почта: [alipin83@gmail.com](mailto:alipin83@gmail.com)

рынка наблюдают зашумленные сигналы, характеризующие рынок, а при изменении параметров рынка (случайные шоки или нарушения договоренностей) участники запускают механизм наказания, т.к. не знают истинную причину изменения поведения контрагентов. Поэтому ценовые войны, кроме прочего, используются в качестве информационного инструмента, дающего понимание того, как изменились условия игры. Коммуникация картелей осуществляется с помощью байесовского механизма ценообразования (Slade, 1987 и Slade, 1989).

В рамках анализа сравнивается однопериодное взаимодействие участников по Нэшу–Бертрану с многопериодным (суперигра), позволяющим выявить сговор. Однопериодная игра является конструктивным блоком повторяющейся игры. В текущей постановке существует континуум совершенных в подыграх (subgame perfect) равновесий и поддерживающих их стратегий наказания. Мы ограничимся марковскими стратегиями участников, т.к. это не противоречит действительности — участники используют наиболее актуальную информацию о поведении конкурентов.

Поведение участников будет моделироваться двояко. Первый тип поведения — это жесткая реакция наказания через резкое снижение цен. Второй тип поведения — плавная реакция участников на предыдущие действия конкурентов, которая ведет к небольшим наказаниям при небольших отклонениях от картельных цен. Оба типа поведения верифицируются в рамках специального теста.

В работе дополнительно рассматривается устойчивость сговора от набора факторов, определяющих поведение участников в повторяющихся играх. Из теории игр известно, что степень сговора может определяться величиной дисконтирующего множителя в суперигре. В первую очередь это касается ряда т.н. «народных теорем». В равновесии — чем больше дисконт, тем больше может быть равновесная цена. Как следствие эти выводы легко распространяются на факторы, определяющие дисконт, в первую очередь на ставку процента. Однако большая часть прикладных работ, посвященных выявлению картельных сговоров, игнорирует факторы поддержки как процентными ставками в частности, так и дисконтированием в целом. В данной работе сделана попытка оценить это влияние.

К наиболее интересным результатам работы кроме проанализированной структуры рынка и выявленного сговора можно отнести проанализированную U-образную динамику степени сговора во времени — усиление на концах периода и снижение в середине периода.

Структура работы следующая: во 2-й части дан обзор рынка, в 3-й — теоретическая модель, в 4-й части статистически анализируется массив данных, с помощью обобщенного метода моментов (ОММ) оцениваются теоретические положения. В 5-й части оцениваются результаты и даются рекомендации по дальнейшим направлениям исследования. В заключительной 6-й части делаются выводы по результатам проведенных исследований.

## 2 Азиатский рынок риса

### Структура рынка

Мировой экспорт риса растет со средним темпом 3,4% в год. На конец 2011 г. объем рынка оценивается в 32 млн Мт белого риса<sup>1</sup>. Как видно из Рис. А.1 в Приложении, практически половина экспорта приходится на Таиланд и Вьетнам. Рассчитанные коэффициенты концентрации на Рис. А.2 демонстрируют, что это действительно так: доля Таиланда — не менее 30%, доля Таиланда и Вьетнама колеблется около 50%, доля Таиланда, Вьетнама, Пакистана и США — более 70%. Это говорит о том, что рынок в значительной степени концентрирован.

<sup>1</sup>Здесь и далее в работе объемные показатели будут рассчитываться в эквиваленте шлифованного риса. Используется коэффициент перерасчета из сырого риса в шлифованный — 0,66.

При этом индекс Херфиндаля–Хиршмана невысок — за 15 лет он не вышел из интервала 1500–2000.

Если смотреть на динамику за 15 лет, то однозначно на первом и втором местах находятся Таиланд и Вьетнам, на третьем, четвертом и пятом происходит ротация Индии, Пакистана и США. Например, Индия с третьего места в 2008 г. устойчиво переместилась на пятое вследствие законодательного запрета экспорта белого риса.

В отличие от экспорта, структура импорта риса иная. Доля наиболее крупного традиционного импортера — Филиппин 6% общемирового экспорта в среднем за период. Доля Филиппин и Нигерии — 11%. Доля крупнейших восьми — 36%. Индекс Херфиндаля–Хиршмана почти весь период колеблется в интервале 200–300 (см. Рис. А.3). Исходя из простого сравнительного анализа сторон рынка, можно выдвинуть гипотезу, что сторона предложения может использовать рыночную власть.

Объемы торговли показывают, что мировой рынок риса достаточно стабилен, т.к. рис является основным продуктом питания в Азии. Доля экспорта в общем производстве относительно небольшая — 5–7% от общего объема. Можно отметить, что большие изменения в торговле невозможны как вследствие жесткой структуры потребления, так и того, что рис является сельскохозяйственной культурой со своими периодами посева/сбора урожая.

### Сегментация рынка

Рынок риса естественным образом сегментирован, что позволяет усилить гипотезу о наличии несовершенной конкуренции. Среди основных экспортеров можно выделить Таиланд и Вьетнам, рынок которых в основном сосредоточен в странах АТР и Африки.

Причина подобного разделения — качественные характеристики риса. Рынок риса можно разделить на три основных продукта: белый рис, пропаренный рис, ароматный рис. Хотя цена этих видов риса возрастает в данной последовательности, это не линейка продуктов возрастающего качества — это три рынка разных продуктов, использующих различное сырье и разные способы обработки.

Изучение структуры экспорта и производства риса (см. Приложение) позволяет нам анализировать рынок риса, как рынок практически сегментированного дифференцированного продукта. Основные экспортеры — Таиланд и Вьетнам — оперируют в основном в АТР и являются основными игроками на этом региональном рынке. Прочие крупные экспортеры либо поставляют на другие рынки (как США), либо не всегда присутствуют на рынке (как Индия из-за запретов экспорта риса). Поэтому отдельный анализ совместных стратегий Таиланда и Вьетнама без участия прочих стран оправдан.

### Специфика ценообразования

Торговля в каждой стране происходит в основном в деловых центрах. В Таиланде — в Бангкоке, во Вьетнаме — в Хошимине. Конкуренция — ценовая<sup>2</sup>. Цены обновляются каждый день. В периоды резких колебаний (конец 2007 г. — первый квартал 2008 г.) — несколько раз в день. Торговля может идти как между участниками рынка напрямую при наличии прямых связей, так и через брокеров.

Сторона предложения во Вьетнаме представлена несколькими крупными государственными компаниями. Крупнейшая из них — Vina Food 1 — контролирует более 80% рынка. В отличие от Вьетнама, в Таиланде рисовый сектор значительно менее концентрирован. Сторона экспорта представлена рядом крупных сельскохозяйственных корпораций и брокеров.

Отметим определенную рассинхронизированность цен и объемов. Правила на рынке таковы, что заключение контракта и фактическая отгрузка и отправление грузовой партии

<sup>2</sup>По информации, предоставленной крупнейшими импортерами риса в РФ.

кораблем, которая впоследствии называется экспортом, не одномоментны. Для целей моделирования это означает, что пара цена—объем в данный месяц может быть несвязной, а связной может быть цена в предыдущий период (или два периода назад) и объем в текущий период. В дальнейшей спецификации спроса при необходимости будут внесены соответствующие лаговые обозначения переменных при выявлении неодномоментного реагирования.

### 3 Модель

Выявление сговора предполагает определение базового уровня выплат участников игры. В данном случае это прибыль т.н. экспортеров, т.е. репрезентативных агентов для каждой страны-экспортера риса. Как отмечалось ранее, базовым уровнем при несовершенной конкуренции является равновесие Нэша–Бертрана, складывающееся при однократном взаимодействии участников. Превышение фактической (или расчетной) прибыли в повторяющейся игре будет говорить о выявлении сговора. Степень сговора определяется размером прибыли относительно минимальной (Нэша–Бертрана) и максимальной (прибыли картеля).

Рынок продукта является дифференцированным, а спрос подвержен случайным шокам (сезонным и пр.). На рынке наблюдается ценовая конкуренция. Информация, доступная всем участникам на начало взаимодействия, неполная, т.е. цены предыдущих периодов зашумлены случайными шоками. Действия конкурентов (проданные объемы) ненаблюдаемы. Ненаблюдаемые рыночные сигналы, как и отклонения от возможного сговора, ведут к изменению равновесных цен, что может приводить к ценовым войнам. В модели повторяющихся игр будет рассмотрено два типа стратегий и протестирована соответствующая смешанная стратегия.

#### 3.1 Однопериодное взаимодействие экспортеров

Участники рынка разбиваются на  $M$  групп по типовому поведению. Уравнения спроса представляются линейными функциями:

$$q^i = a_i + b_i p^i + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^M c_{ij} p^j + g_i, \quad i = 1, \dots, M \quad (1)$$

где  $q^i$  — объем, проданный участником  $i$ ;  $p^i$  — цена, назначенная участником  $i$ ;  $p^j$  — цена, назначенная участником  $j$ ;  $g_i$  — вектор экзогенных неценовых факторов спроса.

Каждый агент выбирает цены в однопериодной игре, максимизируя свою прибыль:

$$\max_{p^i \geq 0} \pi^i(p) = (p^i - mc^i) q^i(p).$$

Вогнутость прибыли гарантирует оптимальные цены через условия первого порядка. Введем реакции агентов на изменения цен конкурентов в форме функций реакции:

$$R_{ij} = \begin{cases} \frac{dp^i}{dp^j}, & i \neq j, \\ 1, & i = j. \end{cases}$$

Специфика реакций определяет структуру игры, т.к. в свернутой форме содержат взаимные стратегии. В литературе функции реакции еще называют предполагаемыми вариациями (conjectural variation, CV). Далее в работе функции реакции  $R_{ij}$  будем обозначать аббревиатурой CV, чтоб не путать с кривыми реакции, получаемыми из условий первого порядка.

CV могут быть как статическими, так и являться функциями от других переменных. Условия первого порядка в терминах CV:

$$\frac{\partial \pi^i}{\partial p^i} = (p^i - mc^i) \left( b_i + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^M c_{ij} R_{ji} \right) + q^i = 0, \quad i = 1, \dots, M. \quad (2)$$

Зная матрицу CV всех участников  $\{R_{ij}\}_{M \times M}$ , с помощью условий первого порядка (2) и спроса (1) можно рассчитать равновесные цены, объемы и прибыль участников для игры с любой структурой.

### Равновесие Нэша–Бертрана

Первый частный случай, который нас интересует — равновесие Нэша–Бертрана, в котором по определению  $R_{ij}^n = 0$ .

### Равновесие картеля (однопериодное)

Общая прибыль:

$$\Pi(p) = \sum_i (p^i - mc^i) q^i(p).$$

Условия первого порядка позволяют найти равновесные цены  $p_m$  и прибыль  $\pi_m^i$ .

## 3.2 Суперигра

В повторяющихся взаимодействиях предполагается, что агенты играют бесконечное число периодов. Конкуренция, как и ранее, ценовая. Спрос подвержен случайным шокам. Информационное множество  $\Omega_t$  состоит из наблюдаемых зашумленных текущих и прошлых ценовых сигналов. Действия конкурентов (проданные объемы) ненаблюдаемы.

В данном случае стратегии игроков — уже межвременные функции реакции на предыдущие цены. Исходя как из стандартного предположения о марковских стратегиях, так и их качественного анализа рынка в части 2, реакции идут только на цены предыдущего периода:

$$p_t^i = f(p_{t-1}^i, p_{t-1}^{-i}, \mathbb{E}[\Gamma(\theta_t) | \Omega_t]), \quad (3)$$

где  $f(\cdot)$  — межвременная функция реакции,  $\Gamma(\theta_t)$  — неизвестные структурные параметры игры (рыночные условия),  $\theta_t$  — реализация случайного шока. Функциональная форма (3) моделирует процесс обучения участников игры при изменении параметров игры.

В обозначенных условиях прибыль каждого игрока — дисконтированный поток однопериодных прибылей:

$$\Pi_\infty^i = (1 - \delta) \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \pi_t^i(p),$$

где  $\delta$  — дисконт.

В работах Slade (1987) и Slade (1989) рассмотрено два типа поведения в период ценовых войн — разрывная и непрерывная стратегии. Триггер включения стратегий наказания (ценовой войны) — шоки спроса или ненаблюдаемое поведение конкурентов, нарушивших сговор.

Первый тип поведения — это разрывная стратегия наказания через переход к ценам Нэша–Бертрана. В рамках этого поведения агенты аппроксимируют текущие цены  $p_t^i$  вокруг цен равновесия Нэша–Бертрана  $p_n^i$ :

$$\Delta p_t^i = \Delta \mathbb{E}[p_n^i | \Omega_t] + \eta_t^i, \quad (4)$$

где  $\eta_t^i$  — случайный шок. При такой формулировке игроки могут двигаться «тандемно», т.к. используют одинаковую неидеальную публичную информацию.

Второй тип поведения — непрерывная реакция участников на предыдущие действия конкурентов. При втором типе поведения агенты изменяют свои цены по межвременным CV:

$$\Delta p_t^i = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^M R_{ij} \Delta p_{t-1}^j + \eta_t^i. \quad (5)$$

В формулировке (5) матрица  $R$  является матрицей межвременных откликов. В данном случае механизм наказания используется в качестве информационного инструмента, дающего понимание как изменились условия игры. Если конкуренты снижают цены, то участник также их снижает и наоборот.

Для понимания фактической стратегии или их смеси можно записать соотношение, обобщающее оба типа поведения:

$$\Delta p_t^i = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^M \left( \alpha_{ij} R_{ij} \Delta p_{t-1}^j + (1 - \alpha_{ij}) R_{ij} \Delta p_{t-1}^j \right) + \eta_t^i \quad i = 1, \dots, M, \quad (6)$$

где  $0 \leq \alpha_{ij} \leq 1$ .

Оценивание системы (6) с последующей проверкой гипотез о значении коэффициентов  $\alpha_{ij}$  позволят понять, какой тип поведения был свойственен агентам в изучаемый период. В данном случае получатся различные трактовки матрицы  $R$ , соответствующие гипотезам триггерных и адаптивных стратегий.

Отметим определенную сложность в трактовке гипотез. Гипотеза  $\alpha_{ij} = 1$  на первый взгляд говорит в пользу первого типа поведения. Однако при возможности реакции игроков на цены друг друга между периодами наблюдения мы можем наблюдать цены уже после реакции (например, адаптивной — по второму типу поведения). Соответственно, при оценивании будет появляться смещение в пользу гипотезы о поведении первого типа.

Оценивание матриц CV для повторяющейся игры позволит рассчитать и сравнить равновесные цены, прибыль с однопериодным взаимодействием: случаем равновесия Нэша–Бертрана, лучших откликов и сговора. Расчетная прибыль и другие характеристики равновесия позволят сделать вывод о наличии или отсутствии сговора, степени несовершенства, и является ли несовершенство следствием повторяющихся взаимодействий.

## 4 Данные

### 4.1 Специфика данных

Массив данных — месячные наблюдения с января 1997 г. по декабрь 2011 г., 192 наблюдения. На данном этапе период анализа ограничен 1997–2007 гг., т.к. в 2008 г. наблюдался экспоненциальный рост цен с последующим спадом, что объяснялось паникой на рынках и должно моделироваться другим игровым взаимодействием.

#### Таиланд

Месячные экспортные цены по сортам риса в Таиланде (FOB Bangkok) взяты из годового отчета USDA: Rice Yearbook. Собран массив данных экспортных цен от Тайской ассоциации рисовых экспортеров (TREA).

Внутренние оптовые цены (в Бангкоке) по сортам белого риса, источник Department of Internal Trade, Ministry of Commerce. Внутренние цены фермеров (EXW) — массив с 2005 г.,

источник Office of Agricultural Economics, Ministry of Agriculture and Cooperatives. С августа 2008 г. собран массив дневных данных по рисовым ценам, источник Jackson Son & Co. (London) Ltd.

Месячные объемы валового экспорта риса (по всем сортам), источник Customs Department (собраны ЦБ Таиланда). С 2002 г. собрана база TREА с разбивкой по сортам.

### Вьетнам

Данные по экспортным ценам по сортам, источник USDA: Rice Yearbook. С августа 2008 г. собран массив дневных данных по рисовым ценам, источник Jackson Son & Co. (London) Ltd. Собран массив розничных цен во Вьетнаме, FAO с 2007 г.

Месячные объемы валового экспорта риса, источник General Statistics Office of Vietnam. Месячная структура экспорта предоставлена оценками USDA: FAS Vietnam Grain and Feed Rice Report.

### Прочие данные

Объемы годового экспорта и импорта по странам, источник FAOSTAT. Данные по макроэкономическим страновым показателям, курсы валют. Процентные ставки — средние по крупнейшим банкам краткосрочные ставки (до полугодия).

## 4.2 Первичный анализ данных

### Выборочные характеристики

Основные выборочные моменты представлены в таблице 1.

Таблица 1: Выборочные моменты

	Среднее	Ст. откл.	Min	Max	Jarque-Bera	Тренд
Цена 5% риса Таиланда	252,7	55,5	163,0	361,0	10,8	0,23* (0,13)
Цена 5% риса Вьетнама	237,7	50,7	150,0	360,0	6,60	0,16 (0,12)
Экспорт Таиланда	618,1	171,1	294,0	1172,0	18,8	2,14*** (0,34)
Экспорт Вьетнама	337,3	184,8	0	996,0	9,5	0,66 (0,42)
Цена нефти Brent	35,7	20,5	10,5	93,9	20,7	0,48*** (0,02)
Курс тайского бата	39,3	4,47	24,9	53,8	56,1	0,005 (0,010)
Курс вьетнамского донга	14765,0	1327,7	11179,0	16240,0	26,8	32,04*** (1,17)

В скобках приведены стандартные ошибки.

Статистическая значимость на 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) и 10% (\*) уровнях.

### Сезонность

Спрос на рис Таиланда демонстрирует устойчивые сезонные колебания вокруг линейного тренда в октябре-декабре (положительный всплеск) и феврале-апреле (отрицательный всплеск), что связано с сезонностью уборки урожая. С июня по ноябрь идет уборка урожая, растут запасы и увеличивается экспорт, что связано как с поставками риса нового урожая, так и с ликвидацией прошлогодних запасов. Далее с ноября начинается посадка урожая

(в зависимости от урожая и региона), соответственно запасы сокращаются и экспорт падает. Очевидно, что последовательные всплеск и падение экспорта, отраженные в фиктивных сезонных переменных, отражают именно эту тенденцию.

Похожие сезонные колебания вокруг линейного тренда выявляются в спросе Вьетнама. Период положительного всплеска — март-май, в момент сбора весеннего урожая, который из-за своего хорошего качества идет на экспорт и составляет до половины годового урожая. Период снижения — ноябрь-февраль, период посева весеннего урожая. В этот период собирается зимний урожай, но он идет в основном на внутренне потребление.

В ценах устойчивой сезонности вокруг линейного тренда выявлено не было.

### Стационарность

В ценах наблюдается выраженная U-образная динамика (см. Рис. 1), что предполагает непостоянство среднего. Стационарность проверялась тремя тестами: ADF, KPSS и PP (Phillips-Perron).

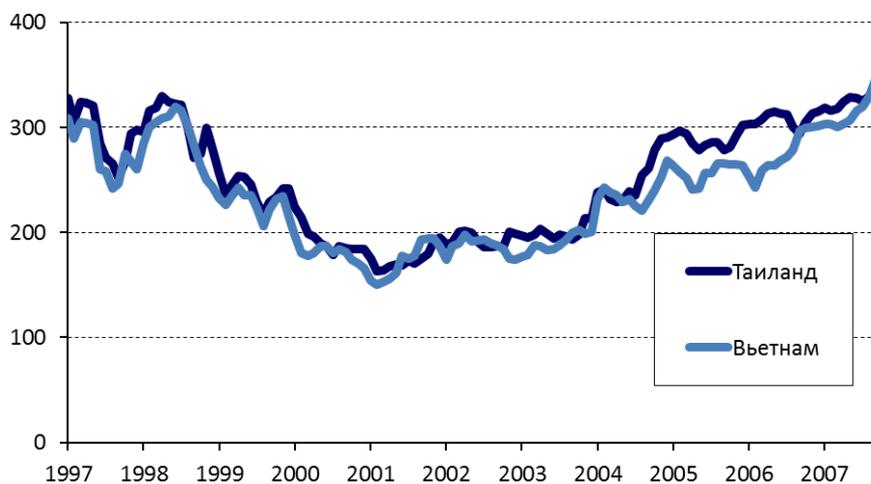


Рис. 1: Совместная динамика цен на белый рис, 1997–2007 гг.

Результаты тестирования стационарности представлены в таблице 2. Перед анализом объемы были очищены от аддитивной сезонности, т.к. тестирование обладает низкой мощностью к наличию сезонной компоненты.

Таблица 2: Выборочные моменты

Тест	Цена Таиланда	Цена Вьетнама	Объем Таиланда	Объем Вьетнама
ADF	Стохастический линейный тренд	Стохастический линейный тренд	Детерминированный тренд	Ряд стационарен
PP	Стохастический линейный тренд	Стохастический линейный тренд	Ряд стационарен	Ряд стационарен
KPSS	Ряд стационарен	Ряд стационарен	Возможен детерминированный тренд	Возможен детерминированный тренд

В результате первичного анализа основных переменных можно заключить, что в рядах объема присутствует значимая сезонность, а ряд экспорта Таиланда содержит в себе детерминированный тренд. Это означает, что при оценивании в соответствующих уравнениях должны присутствовать сезонные переменные и тренд.

Цены Таиланда и Вьетнама содержат в себе стохастический линейный тренд, поэтому должны участвовать в уравнениях только в первых разностях.

## 5 Оценивание и результаты

В системе спроса наборы  $(q^i, p^i)$  определяются одновременно, т.е. эндогенны. Оценивание с помощью МНК приведет в общем виде к смещенности и несостоятельности оценок. Оценивание системы как системы кажущихся несвязанными уравнений (SUR) равносильно применению обобщенного МНК с известной структурой матрицы ковариаций. Однако, это слишком сильное предположение — мы предполагаем структуру общего вида. Адекватными задаче являются либо трехшаговый МНК, либо ОММ.

В работе применяется ОММ, т.к. он позволяет дополнительно тестировать непротиворечивость моментов для набора инструментальных переменных (J-тест). ОММ реализуются в GAUSS, с алгоритмом случайной реализации стартовых значений параметров для анализа сходимости к глобальному максимуму. Матрица ковариаций оценивается в форме Ньюи–Уэста.

### 5.1 Оценка спроса

В отличие от общей постановки (1), оцениваться будет система спроса для двух основных участников рынка — Таиланда и Вьетнама. С учетом наличия стохастических линейных трендов в ценах оценивание проводится в первых разностях:

$$\begin{cases} \Delta q_t^1 = t_1 + b_1 \Delta p_t^1 + c_1 \Delta p_t^2 + \Delta g_t^1 + \xi_t^1, \\ \Delta q_t^2 = t_2 + b_2 \Delta p_t^2 + c_2 \Delta p_t^1 + \Delta g_t^2 + \xi_t^2. \end{cases} \quad (7)$$

Здесь и далее тайским показателям будет присваиваться индекс 1, вьетнамским 2. В переменные, определяющие неценовой сдвиг кривой спроса  $g_t^i$ , входят сезонные фиктивные переменные и линейный тренд (вырождается в константу при переходе к  $\Delta g_t^i$ , как это было ранее выявлено при анализе сезонных колебаний спроса).

Эконометрическая спецификация модели (7) стандартна:

$$\begin{cases} \mathbb{E} [\xi_t^1 | z_t^1] = 0, \\ \mathbb{E} [\xi_t^2 | z_t^2] = 0, \end{cases}$$

где переменные  $z_t^1, z_t^2$  — наборы инструментов для соответствующих уравнений.

В качестве инструментов для уравнений были использованы первые разности лагов цен, экзогенные регрессоры из  $\Delta g_t^i$ . Кроме этого, первые разности курсов тайского бата и вьетнамского донга, т.к. они не влияют напрямую на спрос, но влияют на экспортные цены следующим образом: при обесценении национальной валюты экспортные цены, номинированные в долларах, могут снижаться. Были использованы первые разности котировок нефти Brent, как маркера затрат на энергоносители и производство риса в Таиланде, определяющее сезонную динамику запасов, которая может давить на решения экспортеров о снижении или повышении цен. В каждом уравнении для моделирования двух эндогенных переменных цен использовано по 8 инструментов. Всего для первого уравнения использовано 14 инструментов, для второго — 13.

Для оценивания ОММ эконометрическая спецификация представлена в виде следующих соотношений на моменты:

$$\begin{cases} \mathbb{E} [\xi_t^1 z_t^1] = 0, \\ \mathbb{E} [\xi_t^2 z_t^2] = 0. \end{cases}$$

Результаты оценивания представлены в таблице 3. Как видно, ценовые переменные значимы в обоих уравнениях на 5–10% уровне.  $J$  тест на 10% уровне не отвергает гипотезу о непротиворечивости ограничений на моменты,  $J = 20,14 < \chi_{12}^2$ .

Таблица 3: Оценка спроса

$t_1$	$\Delta p_t^{th}$	$\Delta p_t^{viet}$	$t_2$	$\Delta p_t^{viet}$	$\Delta p_t^{th}$	$J$
0,40	-4,65**	2,26*	9,77	-14,37***	11,71***	20,14**
(7,55)	(2,18)	(2,01)	(12,37)	(5,32)	(3,70)	

В скобках приведены НАС стандартные ошибки.

Статистическая значимость на 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) и 10% (\*) уровнях.

В контрольные переменные входят лаги аддитивных сезонных компонент. Для Таиланда значимо выявлено влияние осеннего и весеннего урожаев, для Вьетнама — осенне-зимнего.

Спрос корректно специфицирован — коэффициенты при ценах значимы и имеют необходимые знаки. Знаки перекрестных ценовых эластичностей положительны, это показывает, что рис Таиланда и Вьетнама — товары-заменители, что соответствует действительности. Отметим также незначимость коэффициентов  $t_1$  и  $t_2$ , которые при обратном переходе от разностей к уровням будут коэффициентами при линейных трендах. Так и должно было быть — в части первичного анализа данных мы показали стационарность первых разностей объемов.

Стоит отметить, что для обоих рынков статистически не отвергаются ограничения  $|b_i| = c_i$ , это свидетельствует в пользу того, что при одновременном одинаковом изменении цен потребительский спрос не переключается на другой товар. Этот эффект может свидетельствовать о том, что несмотря на дифференцированность продукта, либо сохраняется высокая лояльность покупателей, либо рынок не просто географически сегментирован, но и фиксированно разделен между Таиландом и Вьетнамом. Гипотеза о лояльности отвергается, т.к. не наблюдается в реальности — покупатели чередуются, а при объявлении тендеров на импорт риса заявки принимаются от всех экспортеров. Таким образом, на основании оценки спроса можно выдвинуть гипотезу о разделении рынка, но она нуждается в дополнительной проверке.

### Робастность оценки спроса

Для получения корректных оценок нами исследовались различные наборы инструментов. В качестве инструментов для каждого уравнения использовались константа, экзогенные переменные (сезонность) и первые и вторые лаги эндогенных цен —  $\Delta p_{t-2}^1, p_{t-2}^2$  и  $\Delta p_{t-3}^1, \Delta p_{t-3}^2$ , месячные объемы производства в Таиланде, фрахтовые ставки и пр. Можно сказать, что структура оценок меняется незначительно. Наибольшим качеством обладает уравнение, представленное в таблице 3.

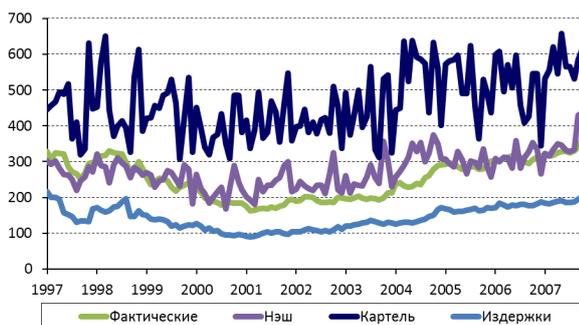


Рис. 2а: Цены Таиланда, 1997–2007 гг.

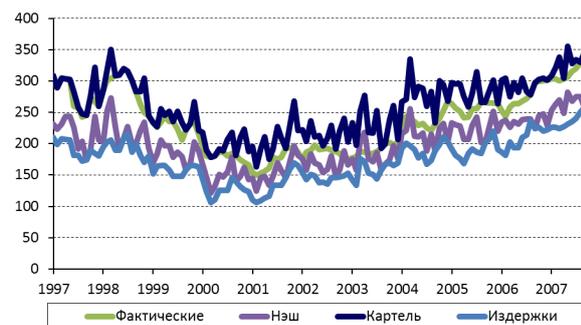


Рис. 2б: Цены Вьетнама, 1997–2007 гг.

Расчетные значения цен однопериодного равновесия в Таиланде и Вьетнаме для случаев, рассмотренных в разделе 4.1, представлены на Рис. 2. Как видно из Рис. 2а, расчетные значения тайских цен в равновесии Нэша–Бертрана близки к фактическим ценам в течение всего периода. Однако в середине периода, в 2001–2005 гг. фактические цены ниже расчетных цен Нэша–Бертрана. Из Рис. 1 видно, что это как раз период исторического минимума цен на рынке, этому это не является неожиданным. Однако строго утверждения здесь нет, т.к. после построения доверительного интервала для цен Нэша–Бертрана фактические цены в него попадают<sup>3</sup>.

На рынке во Вьетнаме фактические цены устойчиво превышают расчетные цены Нэша–Бертрана и близки к монопольным. Это проявление специфики рынка — Вьетнам в большей степени продает менее качественный рис (25% белый рис), являясь его крупнейшим мировым поставщиком. Его положение на рынке менее качественного риса дает ему значительно больше рыночной власти, чем Таиланду с его диверсифицированным экспортом.

Эти соотношения между фактическими ценами, ценами Нэша–Бертрана и картеля на каждом из рынков напрямую отразятся на соотношениях между фактической и потенциальной прибылью.

## 5.2 Оценка матрицы CV

Для оценки системы (6) цены были очищены от предельных издержек для получения эффектов только ценовых взаимосвязей, без учета изменения издержек. В качестве предельных издержек для Таиланда и Вьетнама были взяты оптовые цены 5% риса, что соответствует пониманию среднего экспортера, как арбитражера (скупщика риса у крестьян и продавца на экспорт).

В системе (8) очищенные цены обозначены заглавными буквами  $P_t^i = p_t^i - mc_t^i$ :

$$\begin{cases} \Delta P_t^1 = \alpha_{12} R_{12}^a \Delta P_t^2 + (1 - \alpha_{12}) R_{12}^a \Delta P_{t-1}^2 + \eta_t^1, \\ \Delta P_t^2 = \alpha_{21} R_{21}^a \Delta P_t^1 + (1 - \alpha_{21}) R_{21}^a \Delta P_{t-1}^1 + \eta_t^2. \end{cases} \quad (8)$$

Для ОММ эконометрическая спецификация аналогична оценке спроса и представляется в виде следующих соотношений на моменты:

$$\begin{cases} \mathbb{E} [\eta_t^1 | z_t^1] = 0, \\ \mathbb{E} [\eta_t^2 | z_t^2] = 0, \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} \mathbb{E} [\eta_t^1 z_t^1] = 0, \\ \mathbb{E} [\eta_t^2 z_t^2] = 0. \end{cases}$$

Для анализа влияния ставки процента на сговор необходимо модифицировать CV. Из теоретических работ следует, что утверждения народных теорем выполняются для случая стохастического дисконта, т.е. и для переменного процента. Ставка процента должна повышать реакцию: чем больше процент — тем меньше дисконт, чем меньше дисконт — тем сложнее удерживать сговор, чем сложнее удерживать сговор — тем больше реакция на изменение цен конкурентов.

При количестве участников  $M > 2$  можно было бы рассматривать несколько вариантов ввода ставки процента. Однако для случая двух участников, все три варианта спецификации вырождаются в один случай  $R_{ij}^a(t) = \alpha_i + \beta_i r_t^i$ .

Для проверки робастности полученных результатов мы оцениваем две спецификации кризисных реакции. Первая совпадает с исходной формой в работе Slade (1987), в которой реакции из (8) постоянны:

$$\begin{cases} R_{12}^a = \text{const}, \\ R_{21}^a = \text{const}. \end{cases}$$

<sup>3</sup>Здесь и далее для других расчетных показателей доверительные интервалы считались методом Монте-Карло.

Вторая спецификация — с переменными реакциями:

$$\begin{cases} R_{12}^a(t) = \alpha_{12} + \beta_{12}r_t^{th}, \\ R_{12}^a(t) = \alpha_{21} + \beta_{21}r_t^{viet}. \end{cases}$$

Очевидно, что первая спецификация вложена во вторую. Соответственно, некоторые результаты должны наследоваться.

Результаты оценивания представлены в таблице 4. Все параметры значимо влияют. Использовано 8 инструментов для эндогенных цен в первом уравнении и 9 — во втором. Всего для оценки системы использован 21 инструмент. Моменты не противоречивы,  $J = 10,22 < \chi_{15}^2$ .

Как видно из таблицы 4 средние значения для гибкой формы кривых реакций (спецификация 2) близки к оценкам спецификации 1. Это проявление того, что спецификация 2 обобщает спецификацию 1. На Рис. 3 изображены CV для обеих спецификаций. Видно, что динамика CV наследует динамику ставок процента (т.к. является линейной функцией от них).

Спецификация 2 кажется более предпочтительной, чем 1, т.к. она более гибкая и все составляющие оценены значимо. Более того, весовые коэффициенты  $\alpha_{ij}$  в спецификации 2 лежат в границах  $[0,1]$ , что говорит о качестве оценивания, т.к. ограничения на них не накладывались. Однако более подробное рассмотрение выявляет несколько проблемных моментов.

Таблица 4: Оценка кривых реакции

	Спецификация 1		Спецификация 2		Среднее
			Оценка		
$R_{12}^a$	0,8 (0,14)***	1,2 — 0,06 (0,43)*** (0,04)*	$r_t^1$	0,73	
$R_{21}^a$	0,5 (0,26)**	5,6 — 0,50 (2,11)*** (0,18)***	$r_t^2$	0,34	
$\alpha_{12}$	0,28 (0,11)***	0,56 (0,19)***			
$\alpha_{21}$	2,76 (1,21)**	0,86 (0,22)***			

В скобках приведены стандартные ошибки.

Статистическая значимость на 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) и 10% (\*) уровнях.

Во-первых, динамика CV Вьетнама в начале периода 1997–2000 гг. ниже нуля; более того, в 1997–1998 гг. — даже ниже -1. И теории известно, что при условии  $-1 \leq R_{ij} \leq 1$  стационарное равновесие Нэша единственно. Безусловно, это удобное свойство, но в глобальном смысле его требовать нет возможности, т.к. спрос оценен только на локальном участке наблюдаемых цен—объемов и тестировать на нем сходимость по всем стратегиям невозможно. Кроме этого, в период 1997–1998 гг. Таиланд и Вьетнам испытывали на себе влияние азиатского кризиса, поэтому подобные отклонения от устойчивых состояний ожидаемы.

Во-вторых, более содержательный вопрос заключается в том, почему CV для Вьетнама находится в отрицательной области в 1997–2000 гг., при том что CV Таиланда устойчиво положительна. Однако ни динамика цен на Рис. 1, ни качественное понимание взаимодействия не предполагают подобной асимметрии в поведении. Ожидаемый результат — положительная реакция на изменение цен конкурентов и тандемное движение цен. Объяснение полученного результата — специфика конъюнктуры на рынке во Вьетнаме в начале периода.

На Рис. 2b видно, что в 1997–2000 гг. фактические цены Вьетнама были близки к расчетным ценам картеля на вьетнамском рынке. Структура вьетнамского предложения (см. подробнее в части 2) из-за высокой концентрации, особенно в этот период, когда либерализация рынка только началась, не противоречит этому факту. Это может означать, что в

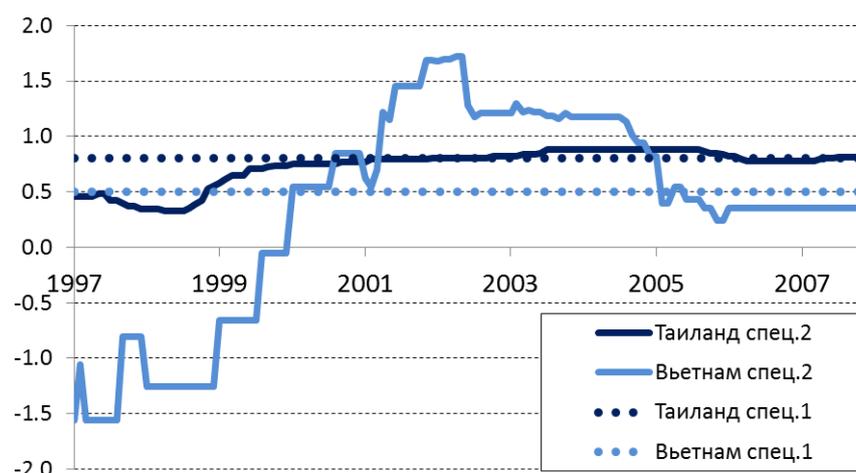


Рис. 3: Расчетные CV для спецификаций 1 и 2, 1997–2007 гг.

этот период Вьетнам, собирая максимальную ренту со своего рынка, мог демонстрировать осциллирующее поведение<sup>4</sup>, отличающееся от всего остального периода.

Этот результат требует дополнительного анализа. Возможно, требуется дополнительное изучение игры в окрестности крайних случаев. В формулировке условий мы не налагали ограничений на динамику цен вида  $p_t^i \leq p_m^i$ , хотя она естественна. Для периода 1997–2000 гг. фактические цены Вьетнама лежат в узком доверительном интервале расчетных картельных цен, гипотеза  $p_t^i = p_m^i$  не отвергается. Это может означать иную структуру игры в этот период.

В-третьих, спецификация 2 изучалась в первую очередь с точки зрения влияния ставки процента. К сожалению, мы вынуждены констатировать, что в обоих уравнениях мы получили значимый отрицательный знак перед ставкой процента (см. таблицу 4). Из полученных результатов следует, что рост ставки процента снижает реакцию агентов на изменения, и приращения цен становятся близкими к нулю, т.е. сговор усиливается. Однако предсказания теории обратны и говорят о том, что в равновесии чем больше ставка процента, тем сложнее удерживать сговор.

Наше объяснение заключается в том, что здесь может проявляться эндогенность цен и объемов по ставкам процента и обратно. В Таиланде и Вьетнаме, как и многих других странах, государство субсидирует фермеров, компенсирует ставки по кредитам и т.д. — все это зависит от ставки процента. Во Вьетнаме рисовый сектор достаточно значим в экономике, и ставка процента может определяться эндогенно, в т.ч. и текущей экспортной конъюнктурой.

Однако, несмотря на направление влияния ставки процента, гибкая форма спецификации 2 оправдана. Динамика цен на Рис. 1 U-образна, с историческим минимумом в середине периода. С позиций моделирования сговора период минимума цен — период минимального сговора и, соответственно, максимальной реакции конкурентов на изменения цен друг друга. Соответственно в период максимальных цен сговор наиболее силен и реакции на изменения цен конкурентов минимальны, т.к. оцениваются участниками не как следствия нарушения картельных договоренностей, а как следствия случайных шоков других переменных.

Именно это демонстрируют расчетные CV — максимальная реакция в середине периода и снижение по мере роста цен и усиления сговора. Здесь еще раз можно вернуться к оценке влияния ставки процента. Возможно, она здесь играет техническую роль, и любая пере-

<sup>4</sup>Эта терминология заимствована из аппарата IRF, если рассматривать систему, как векторную авторегрессию.

менная с U-образной динамикой оказалась бы значимой в спецификации CV. Более того, можно ожидать, что любая переменная с  $\cap$ -динамикой положительно влияла бы на реакции  $R_{ij}$ , а переменная с U-динамикой влияла бы отрицательно. Это интересный результат, который без конкретизации причин показывает степень устойчивости сговора в течение периода. Оценивание влияния только процентной ставки требует корректного инструментирования.

### 5.3 Решение игры

Для вывода о наличии сговора необходимо рассмотреть расчетные характеристики полученных равновесий. Первое равновесие (однопериодное взаимодействие) Нэша  $R^n$ : цены рассчитываются из системы уравнений (2), спрос оценивается. Второе равновесие (суперигра) «в фактических откликах  $R^a$ »: CV рассчитываются из ОММ системы (6), цены из системы (2). Третье равновесие — картель. Равновесие картеля — по определению максимальная прибыль за период.

#### Стратегии участников

Мы вводили два типа стратегий — разрывную и непрерывную. Некоторые выводы можно уже сделать из наблюдаемой динамики цен на Рис. 1 и расчетных ценах Рис. 2. Для разрывных стратегий — триггерный переход к ценам Нэша–Бертрана, как в нашем случае, или другим ценам в качестве наказания — характерны резкие скачки вниз в точках включения наказания. Однако динамика на Рис. 1 достаточно плавная, что предполагает непрерывность стратегии.

Однако расчетные значения  $\alpha_{ij}$  равны 0,8 и 0,5, более того, гипотеза о равенстве коэффициентов  $\alpha_{ij}$  единице не отвергается, т.е. вывод о доминировании разрывной стратегии не отклоняется, что в определенной степени противоречит наблюдениям за совместной динамикой цен. Здесь необходимо обратиться к специфике массива данных и методике тестирования.

Эконометрическая спецификация разрывной стратегии —  $\Delta p_t$ , т.е. предполагается одномоментность реакции на цены конкурентов. Спецификация непрерывной стратегии —  $\Delta p_{t-1}$ , т.е. реакция на историческое изменение цен конкурентов в рамках обсуждавшегося механизма выявления информации об изменении условий игры. При этом анализ проводится в месячных наблюдениях, т.к. таможенные данные по экспорту агрегируются помесечно<sup>5</sup>. При этом цены на рынке обновляются ежедневно, т.е. в течение месяца участники игры могут неоднократно обновить информацию и отреагировать на нее. Фактически из-за того, что скрытые взаимодействия происходят между точками наблюдения, происходит смещение в пользу одномоментной реакции  $\Delta p_t$ , т.е. разрывной стратегии. Расчетные значения коэффициентов  $\alpha_{ij}$  смещены к 1 из-за эффекта агрегации данных. Поведение участников рынка, оцененное в системе (8), близко к тандемному, т.е. одновременной реакции. Однако это следствие реализации не разрывной стратегии, а непрерывной, динамику которой мы наблюдаем на Рис. 1. Цены с недельной частотой также не демонстрируют разрывных скачков.

#### Расчетная прибыль

Расчетная прибыль является прямым маркером, характеризующим степень использования рыночной власти. Крайний случай — картельная прибыль, т.е. максимальная из возможных. Прибыль Нэша–Бертрана — минимальная из достижимых при рациональном некооперативном поведении.

<sup>5</sup> Анализ в недельных или дневных периодах провести нельзя, т.к. данные по объемам — месячные в отличие о ценовых данных, регистрируемых ежедневно.

Из оценок CV в повторяющейся игре можно сделать вывод, что фактические отклики ненулевые, т.е. с равновесием Нэша–Бертрана (в котором  $R \equiv 0$ ) не совпадают. Это означает, что наблюдается тип поведения, который должен проявляться в большей прибыли.

На Рис. 4 показана прибыль<sup>6</sup> (с 90% доверительными интервалами, ДИ) для стратегий Таиланда. Отчетливо наблюдается рост ДИ для случая спецификации 1, что ожидаемо — форма CV менее гибкая, дисперсия выше.

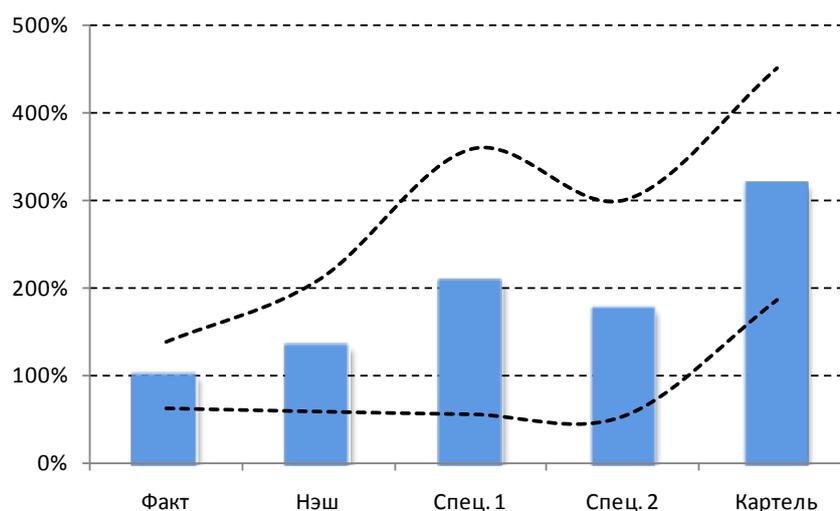


Рис. 4: Расчетная прибыль и доверительные интервалы для стратегий Таиланда.

Расчетные показатели прибыли выглядят в целом ожидаемо, кроме равновесия Нэша–Бертрана — она больше фактической. Это не соответствует теоретическим предсказаниям. Причина — в оценке спроса и расчете цен для Таиланда. Из обсуждения Рис. 2а видно, что фактические цены Таиланда ниже расчетных Нэша–Бертрана в середине анализируемого периода. С одной стороны, это может быть следствием и качества использованных инструментов в оценке спроса. С другой стороны, 90% доверительные интервалы для прибыли Нэша и фактической в значительной степени пересекаются, поэтому противоречие не наблюдается. Аналогичный вывод можно сделать относительно того, что большее значение прибыли в спецификации 1 не означает, что она больше прибыли в спецификации 2, т.к. и ее ДИ на 25% шире.

Расчетные показатели реакций CV показывают, что стратегия Таиланда не противоречит сговору в рамках повторяющихся взаимодействий. Таиланд находится не в равновесии Нэша–Бертрана, и фактическая прибыль не может соответствовать непрерывной стратегии (как в спецификации 1, так и в спецификации 2).

На Рис. 5 показаны аналогичные характеристики для прибыли Вьетнама. Также, как и для Таиланда, наблюдается рост дисперсии в спецификации 1 по тем же причинам. Расчетная прибыль в равновесии Нэша–Бертрана ниже фактической, что говорит о качестве точечной оценки. Прибыль в гибкой спецификации реакций CV (спецификация 2) выше, чем в спецификации 1 при более низком разбросе. Модельные расчеты прибыли ни в спецификации 1, ни в спецификации 2 не противоречат фактической прибыли.

Итак, для обоих рынков доказано, что участники используют стратегии, отличные от одно-периодного равновесия Нэша–Бертрана, что подтверждается отличными от нуля реакциями

<sup>6</sup>Все значения нормированы относительно фактической расчетной прибыли.

CV. Расчетные показатели прибыли для этих случаев показывают, что прибыль в равновесии Нэша–Бертрана не выше фактической. Это уже означает наличие сговора.

Протестированные стратегии показывают, что фактическая прибыль совместна с расчетной в рамках описанной стратегии поведения. Исходя из качественного и количественного анализа, делается вывод, что участники в большей степени используют непрерывные стратегии. В рамках непрерывных стратегий оценены две спецификации. Для рынка Таиланда нельзя сделать вывод об их сравнительном качестве. Для рынка Вьетнама спецификация 2 более предпочтительна. С учетом анализа реакций CV в разделе 5.2 делается вывод, что гибкая спецификация более предпочтительна для описания взаимодействия участников в целом.

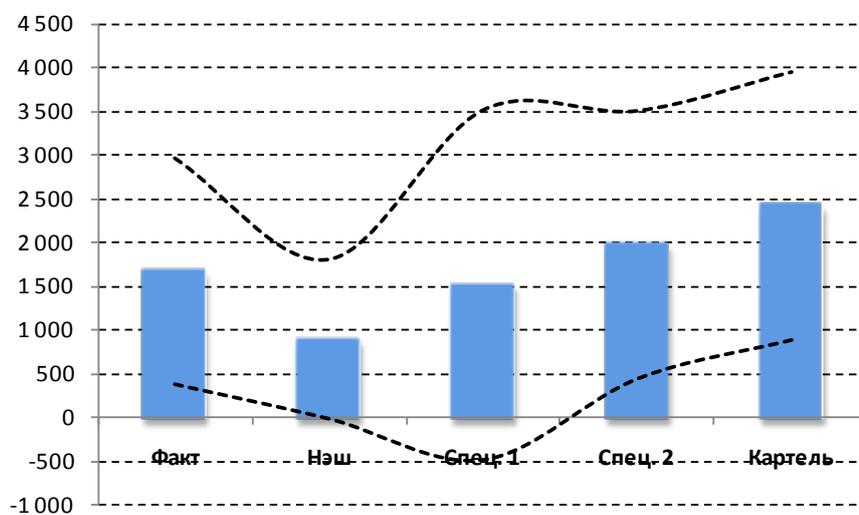


Рис. 5: Расчетная прибыль и доверительные интервалы для стратегий Вьетнама.

Степень использования рыночной власти по Вьетнаме значительно выше, чем в Таиланде — это следует из меньшего разброса прибыли между картелем и фактическим значением. Вероятно, это следствие значительно большей концентрации экспорта Вьетнама до 80% экспорта риса реализуется через около государственную компанию VINAFOOD-1, в отличие от множества экспортеров Таиланда.

#### 5.4 Направления дальнейших исследований

Полученные выводы значительно уточнили наше понимание рынка, однако возникшие во время анализа моменты дают направления дальнейшего исследования и улучшения полученных результатов.

Проблемы с расчетом цен Таиланда в равновесии Нэша–Бертрана могут быть вызваны недостаточно гибкой формой спроса. Возможно, на рынке проявляются нелинейные эффекты. Переход к более общей форме спроса может помочь как в получении улучшенных оценок для цен в равновесии Нэша–Бертрана, так и помочь в оценивании функций отклика для Вьетнама.

На основании оценки спроса было выявлено, что в рамках текущей модели дифференцированных продуктов тандемные изменения цен (одинаковые и в одну сторону) не ведут к изменению объема спроса. Это достаточно сильное утверждение, из которого может следовать тот факт, что рынок разделен между участниками как при дискриминации третьей

степени. Однако оно нуждается в дополнительной проверке.

Возможно, при переходе к более гибкой форме спроса этот эффект пропадет. Отметим, что рынок анализировался, как дуополия, что было следствием собранных данных для двух крупнейших стран. Анализ можно улучшить введением конкурентной границы. Однако возникает объективная проблема как сбора данных, так и того, что единого рынка для прочих фирм не существует, как и не существует единой мировой цены на рис для остальных, доминирующих фирм.

Методика разделения стратегий агентов при повторяющихся взаимодействиях не совсем подходит для текущей структуры данных. При месячной агрегации невозможно однозначно провести инференцию. Для этого необходимо использовать недельную статистику по ценам и объемам странового экспорта, но для этого необходим доступ к таможенным базам данных.

Выявлено, что Вьетнам в начале периода мог следовать другой стратегии, т.е. его равновесие близко к монопольному. Возможно, необходимо реструктурирование игры.

Вероятно, переход к нелинейному оцениванию стратегий агентов в системе (8) — введение режимов для отрицательных и положительных сдвигов цен — улучшит описание, т.к. даже при непрерывных стратегиях реакции знаки сдвигов могут быть различными. В рамках нелинейного оценивания можно более подробно изучить отрицательность реакций Вьетнама и возможную осцилляцию, построив обобщенные IRF.

В работе инференция проводилась с помощью расчета стандартных отклонений методом Монте-Карло. Однако предположение о нормальности — достаточно сильное и без него можно обойтись, используя бутстрап. Однако из-за нелинейности оценивание двух систем уравнений с помощью ОММ на каждой итерации бутстрапа время анализа увеличивается на два порядка.

## 6 Заключение

В данной работе изучалось функционирование рынка риса в Азиатско-тихоокеанском регионе. Было показано, что рынок сегментирован и структура предложения такова, что может наблюдаться несовершенная конкуренция. При этом ценовая динамика демонстрирует длительные периоды устойчивого согласованного движения цен участников рынка, что трудно объяснить фундаментальными факторами.

Было показано, что однонаправленное изменение цен игроками статистически не влияет на спрос при том, что товары дифференцированы. Это позволяет предположить более сильную гипотезу о рыночном несовершенстве — разделение рынка игроками, т.е. о возможности ценовой дискриминации третьего рода.

Показано, что поведение агентов лучше описывается повторяющимся многопериодным взаимодействием, чем однопериодным. Это первый источник рыночного несовершенства. Были проанализированы разрывные и непрерывные стратегии и показано, что стратегии участников совместимы со скрытым сговором. Это второй источник несовершенства. Расчетные прибыли показали, что участники конвертируют несовершенства в большую прибыль.

Оценка поведения игроков в повторяющемся взаимодействии подтвердила наблюдаемое в реальности тандемное взаимодействие — длительные многолетние периоды роста и падения цен. Через анализ реакций выявлена динамика сговора: рост цен не противоречит усилению сговора, снижение степени сговора ведет к снижению цен.

## Список литературы

Barlo, M. & C. Urgan (2011). Stochastic discounting in repeated games: awaiting the almost inevitable. *MPRA archive papers*, доступно на <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/28537/>

- Baye M. & D. Jansen (1996). Repeated games with stochastic discounting, *Economica* 63, 531–41.
- Kalai, E. & W. Stanford (1985). Conjectural variations strategies in accelerated Cournot games. *International Journal of Industrial Organization* 3, 133–152.
- Dal Bó, P. (2007). Tacit collusion under interest rate fluctuations. *RAND Journal of Economics* 38, 1–8.
- Slade, M. (1987). Interfirm rivalry in a repeated game: an empirical test of tacit collusion. *Journal of Industrial Economics* 35, 499–516.
- Slade, M. (1989). Price wars in price-setting supergames. *Economica* 56, 295–310.
- Slade, M. (1990). Strategic pricing models and interpretation of price war data, *European Economic Review* 34, 524–537.

## Приложение: концентрация рынка

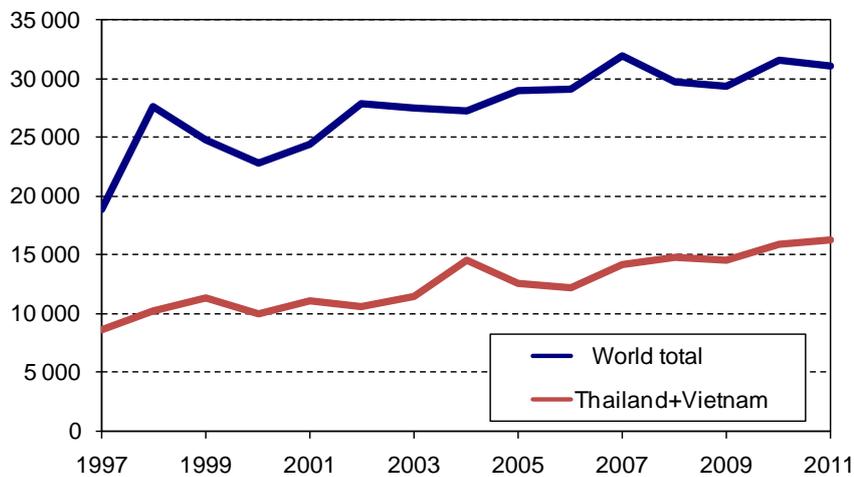


Рис. А.1: Динамика мировой торговли рисом и суммарного экспорта Таиланда и Вьетнама, тыс. Мт. *Источник: USDA, Foreign Agricultural Service*

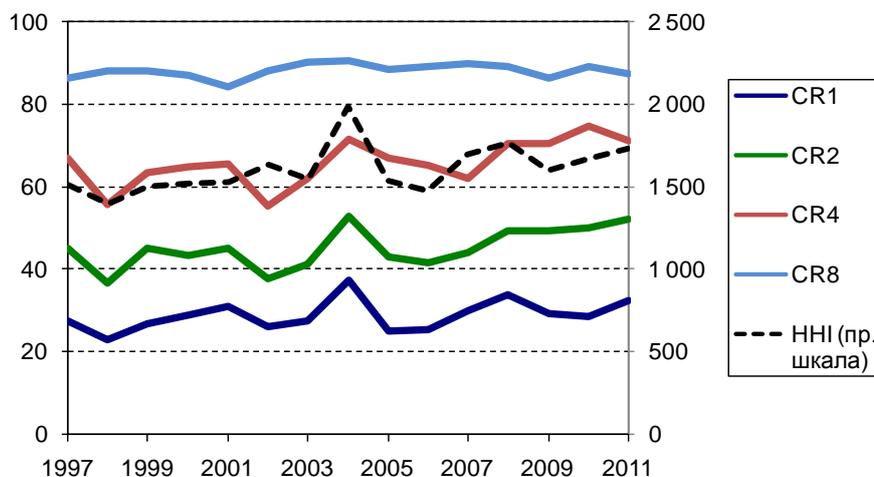


Рис. А.2: Коэффициенты концентрации мирового экспорта риса. *Источник: USDA, Foreign Agricultural Service*

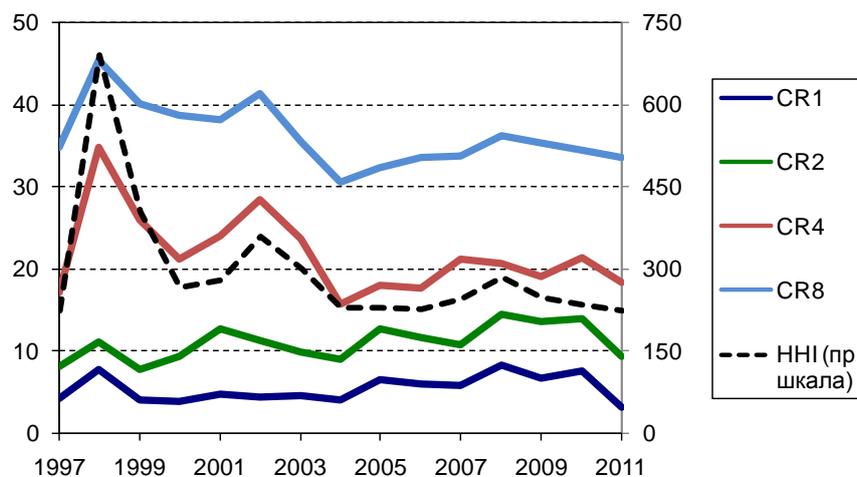


Рис. А.3: Коэффициенты концентрации мирового импорта риса. *Источник: USDA, Foreign Agricultural Service*

## Empirical analysis of imperfect competition in the rice market in the Asia-Pacific region

Andrey Lipin

*Eurasian Economic Commission, Moscow, Russia*

Repetitive interactions among players are common to many actual markets. If this is complemented by guaranteed sales markets and the presence of dominant players, then it creates natural conditions for coordination. Economic theory suggests that the decline in competition up to the cartel level can provide higher profitability. However, coordination in such markets may alternate with competition and price wars. The observed rice prices of major Asian exporters demonstrate similar dynamics, which implies coordination of their actions. However, it is an open question how close this behavior is to that of a cartel. Using monthly data on export sales of rice from 1997, the study examines the degree of imperfect competition and the possibility of collusion. Estimation is carried out using the generalized method of moments.

*Keywords: cartel collusion, price war, repeated games, continuous strategy, rice market*  
*JEL Classification: C36, D43, L13, Q11, Q17*



# Моделирование дискретного выбора и оценивание спроса на подгузники\*

Анна Аникина<sup>†</sup>

*Российская экономическая школа, Москва, Россия*

В работе изучается структура спроса на подгузники на рынке одного из российских городов с помощью модели дискретного выбора со случайными коэффициентами. Предварительный анализ включает спецификации logit и nested logit. Используется информация о ценах, объемах продаж и характеристиках продуктов, доступная в виде несбалансированной панели для двухмесячных периодов с 2008 по 2011 гг. Полная модель, заимствованная из Berry, Levinsohn & Pakes (1995) и Nevo (2001), модифицирована с учетом особенностей рынка.

*Ключевые слова:* модели дискретного выбора, модели со случайными коэффициентами, дифференцированные продукты, оценивание спроса

*Классификация JEL:* C15, C23, C25, C51, L22

## 1 Введение

Оценивание спроса является неотъемлемой частью практически любого исследования в теории отраслевой организации и имеет большое прикладное значение. Долгое время оценивание спроса для дифференцированных продуктов представляло проблему из-за большого количества параметров. В данной работе эта проблема решается с помощью моделей дискретного выбора, которые позволяют сократить число оцениваемых параметров.

Подход дискретного выбора для оценивания спроса используется уже несколько десятилетий. Модели logit (McFadden, 1973) и nested logit (Ben-Akiva, 1974) долгое время были популярны у исследователей благодаря простоте вычислений. Однако эти модели имеют много ограничений, связанных с извне заданным, удобным для вычислений распределением ошибок. В модели logit эластичность спроса по цене зависит только от рыночной доли продукта и не зависит от наличия продуктов с близкими характеристиками, что несколько противоречит здравому смыслу. Модель nested logit, хотя и более гибкая, сильно зависит от разбиения продуктов на группы, которое заранее задается исследователем. В данной статье обе эти модели оцениваются в качестве отправной точки для дальнейшей работы.

Последние достижения в применении методологии дискретного выбора связаны с возможностью компьютерного моделирования, которое позволяет создавать трудоемкие по вычислению, но гораздо более гибкие модели. Berry, Levinsohn & Pakes (1995) применяют эти модели для исследования рынка автомобилей в США, а Nevo (2001) использует их для анализа индустрии готовых завтраков. Данная работа довольно близко следует методике Nevo (2001), в частности, используются предложенные им фиктивные переменные для отражения специфических характеристик торговых марок. Вместе с тем рынок подгузников имеет ряд особенностей, для учета которых требуется видоизменить функцию полезности.

Настоящее исследование отчасти является продолжением работы Маркус (2011). Автор оценивает спрос на подгузники, применяя модель со случайными коэффициентами из Berry, Levinsohn & Pakes (1995) и Nevo (2001). Применяя в качестве предварительного анализа

---

\*Цитировать как: Аникина, Анна (2013). «Моделирование дискретного выбора и оценивание спроса на подгузники», Квантиль, №11, стр. 61–73. Citation: Anikina, Anna (2013). “Discrete choice modeling and demand estimation for diapers,” Quantile, No.11, pp. 61–73.

<sup>†</sup>Адрес: 117418, г. Москва, Нахимовский проспект, 47. Электронная почта: [anna.anikina@gmail.com](mailto:anna.anikina@gmail.com)

модель logit, он находит, что полная модель лучше описывает матрицу эластичностей, и что потребители сильно различаются по их отношению к цене. Данная работа развивает его подход и добавляет следующие усовершенствования:

(а) Модифицированная функция полезности. Предполагается, что потребитель не получает полезности от подгузника, который не подходит ребенку по диапазону масс;

(б) Использование фиктивных переменных на модели подгузников. Это позволяет выделить ненаблюдаемые характеристики, присущие каждой из моделей, и избавиться от одного из источников эндогенности цен;

(в) Использование wTRP вместо wSOW для оценки уровня рекламы (подробно см. в разделе 4). Кроме того, данные обработаны для получения отдельных оценок уровня рекламы для каждого из подбрендов и бренда в целом;

(г) В расчетах используются смоделированные данные о потребителях. Выборки делались из данных RLMS (подробнее в разделе 4.1);

(д) Обнаружена и решена проблема, возникающая при использовании несбалансированной панели (см. раздел 4.3).

Работа состоит из следующих частей: раздел 2 содержит краткое описание рынка; в разделе 3 описаны эмпирическая модель и выводы из различных спецификаций; раздел 4 содержит описание данных и их начальной обработки, а также процедуры оценивания; результаты оценивания приведены в разделе 5; раздел 6 содержит выводы и предлагает направления дальнейшей работы.

## 2 Описание рынка подгузников

Большую часть рынка подгузников в исследуемом городе делят между собой три крупные международные компании, назовем их А, Б и В. В последнее время конкуренция на рынке сильно выросла (см. Рис. 1). Во время финансового кризиса 2008–2009 гг. лидирующие фирмы укрепили свои позиции, захватив рынок практически полностью, но затем их суммарная доля рынка начала уменьшаться.

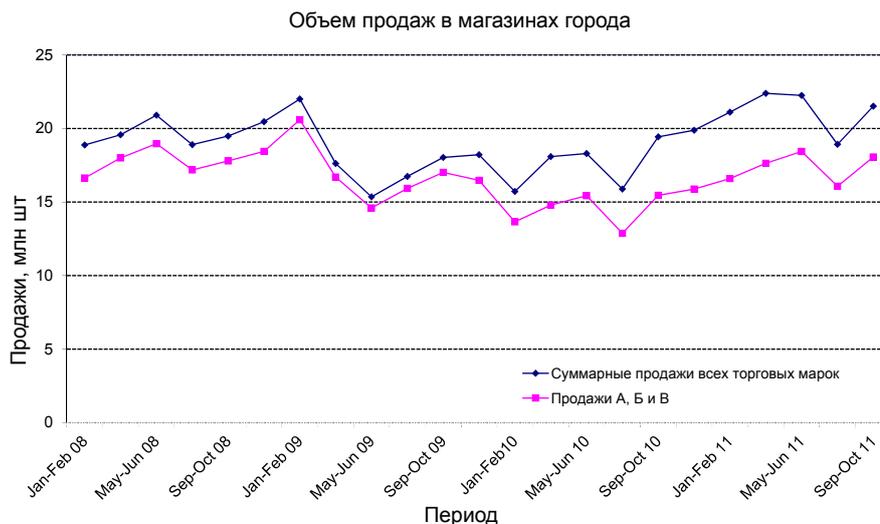


Рис. 1: Объемы продаж в супермаркетах города, млн шт. за двухмесячный период.

В высшем ценовом сегменте лидеров потеснили японские производители, которые активно наращивали присутствие на рынке с 2007 г. Японские подгузники рекламируются через Интернет, магазины детских товаров и родильные дома, в отличие от продуктов трех лидиру-

ющих компаний, которые в основном рекламируются на телевидении. Японские подгузники благодаря этому завоевали репутацию продуктов исключительного качества, недоступных широким массам. В низшем ценовом сегменте активно действовали европейские производители, чья агрессивная ценовая политика заставила лидеров рынка также снизить цены. Средний ценовой сегмент до сих пор практически полностью поделен между тремя наиболее крупными игроками.

Компания А потеряла 15,45% от своей доли в суммарной выручке по продажам в супермаркетах с начала 2008 г. Компания В нарастила свою долю на 11,62%, японские производители на 2,37%, ритейлерские марки (подгузники с торговой маркой магазина, в котором они продаются) на 1,7%. Компания Б и другие торговые марки остались практически на прежнем уровне. Доля японских производителей на рынке в целом, скорее всего, выросла еще сильнее, чем доля в продажах по универсальным магазинам, т.к. в основном японские подгузники продаются через другие каналы (Интернет, магазины детских товаров).

Под каждой торговой маркой выпускается несколько моделей подгузников. Интересно, что у каждой торговой марки есть лидирующая модель, выручка от которой в несколько раз больше выручки от других линий. Каждая модель представлена набором диапазонов для веса ребенка, например, 2–5 кг, 10–14 кг, и т.д. Обнаружилось, что продажи для различных диапазонов изменяются несинхронно (см. Рис. 2), что не позволяет объединить данные внутри одной модели.

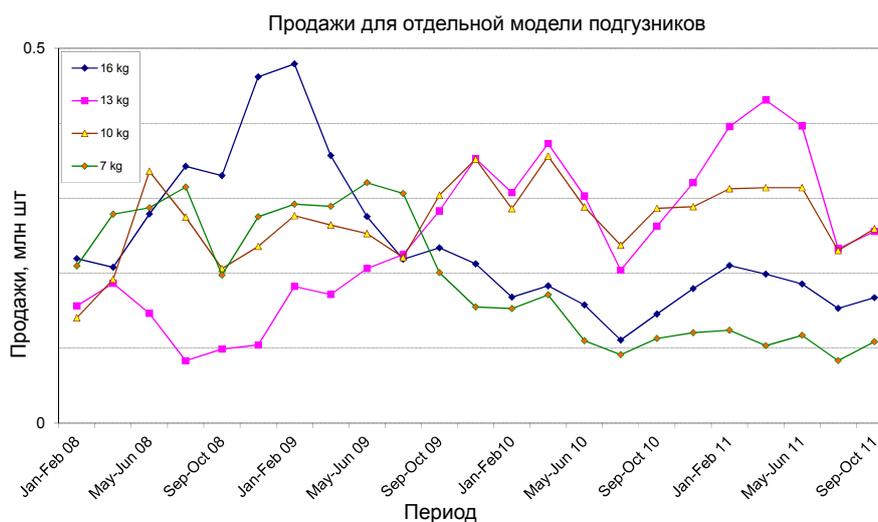


Рис. 2: Продажи одной из моделей подгузников для разных диапазонов масс ( $\Delta mass$ ), указана нижняя граница диапазона.

### 3 Эмпирический подход

#### 3.1 Описание модели

Вид функции полезности близок к таковому из Nevo (2001). Цена подгузников, как и цена на готовые завтраки, обычно относительно мала по сравнению с доходом потребителя. В связи с этим эффект дохода опускается и полезность линейна по цене.

Пусть имеется  $t = 1, \dots, T$  рынков, на каждом из которых  $i = 1, \dots, I_t$  потребителей. Рынок здесь определен как рынок подгузников в городе за двухмесячный период. Полезность потребителя  $i$  от потребления продукта  $j$  представляется следующим образом:

$$u_{ijt} = x_j \beta_i - \alpha_i p_{jt} + \xi_j + \Delta \xi_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad i = 1, \dots, I_t, \quad j = 1, \dots, J_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

где  $p_{jt}$  — цена продукта  $j$  на рынке  $t$ ,  $x_j$  — вектор наблюдаемых (эконометристом) характеристик продукта,  $\xi_j$  обозначает ненаблюдаемые (эконометристом, опять же) характеристики,  $\Delta\xi_{jt}$  — это их вариации для различных рынков,  $\varepsilon_{ijt}$  — случайный шок, специфичный для комбинации потребитель-продукт-рынок, имеющий распределение экстремальных значений первого типа. Средняя полезность от внешней альтернативы приведена к нулю.

Наблюдаемыми характеристиками для подгузника являются цена, количество в пачке, минимальный и максимальный вес, категория качества, объем рекламы. Ненаблюдаемые характеристики, постоянные для каждого продукта и обозначаемые как  $\xi_j$ , могут включать мягкость, комфорт и другие субъективные характеристики. Включить их в число регрессоров можно с помощью введения фиктивных переменных для каждой из моделей подгузников (при этом некоторые из наблюдаемых характеристик, постоянные для определенной модели, уже не будут присутствовать в наблюдаемых характеристиках — например, категория качества). Ненаблюдаемые характеристики  $\Delta\xi_{jt}$  специфичны для каждого рынка. В их число может входить, к примеру, активность продвижения продукта в супермаркетах, что является существенным фактором при рассмотрении FMCG продуктов.

В полной модели

$$\begin{pmatrix} \alpha_i \\ \beta_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} + \Pi D_i + \Sigma v_i, \quad v_i \sim N(0, I_{K+1}), \quad (2)$$

$K$  — размерность вектора наблюдаемых характеристик,  $D_i$  — вектор демографических переменных размера  $d \times 1$ ,  $\Pi$  — матрица коэффициентов размера  $(K+1) \times d$ , определяющая, как «вкусовые предпочтения» изменяются для разных людей,  $\Sigma$  — масштабирующая матрица.

Комбинируя уравнения (1)–(2) и разбивая набор параметров  $\theta$  на две части —  $\theta_1$  и  $\theta_2$  (это необходимо для удобства дальнейших вычислений), получаем функцию полезности в следующем виде:

$$u_{ijt} = \delta_{jt}(\theta_1) + \mu_{ijt}(\theta_2) + \varepsilon_{ijt},$$

где  $\delta_{jt} = x_j\beta - \alpha p_{jt} + \xi_j + \Delta\xi_{jt}$ ,  $\mu_{ijt} = (p_{jt}, x_j)' \cdot (\Pi D_i + \Sigma v_i)$

Предполагается, что потребителя покупают одну единицу продукта, которая дает наибольшую полезность (в данном случае предполагается, что потребитель после выбора конкретной модели покупает фиксированное число подгузников). При известном совместном распределении  $D$ ,  $v$ ,  $\varepsilon$  и заданном наборе параметров  $\theta$  теоретические доли рынки получаются с помощью интегрирования:

$$s_{jt} = \int I(u_{ijt} \geq u_{ikt}, \forall k) dP(D, v, \varepsilon).$$

Подгузники имеют одну особенность, которая отличает их от других дифференцированных продуктов. Каждый подгузник рассчитан на определенный диапазон масс. Если масса малыша выше максимальной или ниже минимальной отметки, маловероятно, что родители приобретут подгузник с таким диапазоном. Полная модель позволяет учесть это предположение, т.к. в ней моделируются данные о потребителях, в частности, вес малыша. Если ребенку не подходит диапазон масс подгузника, вероятность его покупки полагается равной нулю. Формально,  $u_{ijt} = x_j\beta_i - \alpha_i p_{jt} + \xi_j + \Delta\xi_{jt} + \varepsilon_{ijt}$ , если  $\min w < \text{weight}_i < \max w$ , иначе  $u_{ijt} = -\infty$ .

В спецификациях для предварительного анализа (logit, nested logit)  $\alpha_i = \alpha$ ,  $\beta_i = \beta \forall i$ , т.е. вкусовые предпочтения одинаковы для всех потребителей. Спецификации logit и nested logit, а также процесс их оценивания приведены ниже. Расчеты для этих простых моделей будут полезны и при переходе к более сложной спецификации. Расчет для полной модели см. в разделе 3.1.

## Logit

Функция полезности выглядит следующим образом:

$$u_{ijt} = x_j\beta - \alpha p_{jt} + \xi_j + \Delta\xi_{jt} + \varepsilon_{ijt}.$$

После интегрирования в предположении независимого распределения случайных шоков получаются теоретические доли рынка:

$$s_{jt} = \frac{\exp(x_{jt}\beta - \alpha p_{jt} + \xi_{jt})}{1 + \sum_{k=1}^J \exp(x_{kt}\beta - \alpha p_{kt} + \xi_{kt})}.$$

Разница логарифмов рыночных долей дает следующей выражение:

$$\ln(s_{jt}) - \ln(s_{0t}) = x_{jt}\beta - \alpha p_{jt} + \xi_{jt}.$$

Последнее уравнение линейно и могло бы быть оценено с помощью простого МНК, если бы все регрессоры были экзогенными. Но здесь исследователь сталкивается с проблемой эндогенности цен, которая возникает из нескольких источников, например, коррелированности ненаблюдаемых характеристик с ценами. Производители (в отличие от эконометриста) эти характеристики видят и устанавливают цены в соответствии с ними. Данный источник эндогенности полностью устраняется введением фиктивных переменных для моделей. Однако, есть и другие источники, например, эффект одновременности спроса и предложения. Хорошее место в магазине увеличивает продажи, но и стоит больше, приводя к росту цены. При усреднении данных по магазинам возникает ошибка измерения. Получается, что для получения состоятельных оценок МНК недостаточно, и возникает потребность в использовании инструментальных переменных, которые будут подробно описаны в разделе 3.2.

## Nested logit

Данная спецификация позволяет задавать форму корреляции для продуктов с близкими характеристиками. Продукты произвольным образом разделяют на непересекающиеся группы. Далее ошибка задается таким образом, что  $\varepsilon$ 's независимы для продуктов из разных групп, но могут коррелировать внутри одной группы. В данной работе продукты разбивались на три группы в соответствии с категорией качества. Получаемое для данной модели уравнение

$$\ln(s_{it}) - \ln(s_{0t}) = x_j\beta - \alpha p_{jt} + \sigma \ln\left(\frac{s_{jt}}{g}\right) + \xi_{jt}$$

совпадает с таковым для спецификации logit, за исключением компоненты  $\sigma \ln(s_{jt}/g)$ , где  $s_{jt}/g$  — доля продукта в его группе, а  $\sigma$  — коэффициент корреляции внутри группы. Подробности см. в Berry (1994). Для состоятельной оценки уравнение требует дополнительного инструмента, который был бы коррелировал с внутригрупповой долей.

## 3.2 Инструментальные переменные

Как было замечено выше, проблема эндогенности лишь частично решается использованием фиктивных переменных на модели. Более того, полная модель требует набор инструментов для оценивания  $\theta_2$ , т.е. набора параметров, который отсутствовал в более простых спецификациях (в литературе принято называть набор  $\theta_2$  нелинейными параметрами, в отличие от  $\theta_1$ ). Нужно еще два дополнительных инструмента, помимо размерности  $\theta_2$ : один для учета эндогенности цены, и еще один для проведения теста на сверхидентификацию.

В качестве инструментов предложено использовать цены продукта на других рынках. Идентифицирующее предположение таково: при учете фиктивных переменных на модели шоки спроса независимы между рынками. Тогда цены на других рынках коррелированы с ценой продукта за счет общих издержек, но не скоррелированы с текущим шоком спроса благодаря предположению выше. Конечно, такое предположение может не соответствовать действительности, если на спрос влияют продолжительные по времени факторы, например, если стимулирующие спрос акции в супермаркетах делятся долго. В пользу этого предположения можно предложить тот факт, что подгузники являются продуктами из сферы FMCG, что означает очень динамичную торговлю и быстрые изменения активности по их продвижению в супермаркетах. Более того, дети растут, и целевая группа для каждого подгузника со временем меняется.

## 4 Данные и процесс оценивания

### 4.1 Данные

Большинство данных предоставлены одной из компаний, изучающих ситуацию на данном рынке. После предварительной обработки данные включают следующие переменные: рыночные доли, цены в реальном выражении (базовый год — 2007) на каждом рынке (в данной статье это рынок города в двухмесячный период, с января 2008 г. по октябрь 2011 г., всего 23 периода), характеристики продуктов, такие как категория качества, количество в пачке, диапазон масс, взвешенный рейтинг для рекламы на телевидении (weighted total rating points — wTRP — отражает количество просмотров телевизионной рекламы), торговая марка и модель. Данные по wTRP не доступны для последних трех периодов. Доля в группе — это доля в продажах для продукта внутри одной категории качества. Доля внешней альтернативы получена из оценки масштаба рынка.

Таблица 1: Описательная статистика

	Среднее	Ст. откл.	Min	Max
Цена	9,99	3,41	2,94	22,71
Доля на рынке	0,004	0,005	0	0,04
Доля в группе	0,015	0,016	0	0,12
Мин. вес	8,3	4,1	0	17
Макс. вес	20,2	21,5	4	100
Диапазон масс	11,9	19,5	2	88
wTRP	163	293	0	1263
wTRP общее	117	236	0	963

Для моделирования данных о потребителях использованы два источника. Первым является база данных RLMS.<sup>1</sup> Были выбраны жители исследуемого города, имеющие детей. Заявленный доход за последние 12 месяцев использовался как прокси для личного дохода. Второй источник — процентильные таблицы, отражающие распределение детей по весу для каждого возраста от 0 до 36 месяцев. Выборка весов делается в предположении, что каждый потребитель имеет равную вероятность иметь ребенка от 0 до 36 месяцев.

<sup>1</sup>«Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ-ВШЭ (RLMS-HSE)», проводимый Высшей школой экономики и ЗАО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии РАН. Сайты обследования RLMS-HSE: [www.cpc.unc.edu/projects/rlms](http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms) и [www.hse.ru/rlms](http://www.hse.ru/rlms).

## 4.2 Предварительная обработка данных

Изначально данные состояли из цен и объемов продаж для 1999 наименований за 23 двух-месячных периода. Из наименований были извлечены следующие данные: торговая марка, модель, количество в пачке, минимальный вес ребенка, максимальный вес ребенка, пол и форма подгузника (с застёжкой или без).

Модели можно разбить на три категории качества. Категория качества присваивалась согласно экспертной оценке компании-заказчика.

Были также включены данные об уровне рекламы (измеренном в wTRP). Отдельно считался уровень рекламы для моделей и для торговой марки в целом. wTRP был подсчитан как взвешенная сумма TRP по телевизионной рекламе и спонсорству. В качестве весов использовалась длительность ролика, измеренная в 30-секундных интервалах. Оценки wTRP, предоставленные заказчиком, совпадают с оценками в данной работе, начиная с середины 2008 г., но существенно выше в более ранние периоды. Был сделан соответствующий вывод: методика подсчета в компании изменилась в середине 2008 г., поэтому в работе использованы собственные оценки во избежание несостоятельности, связанной со сменой методики. Оценки для уровня рекламы, использованные в Маркус (2011), автор считает не подходящими для целей настоящей статьи. Маркус (2011) использует wSOW (weighted share of voice), который в имеющихся данных отражает долю рекламы для трех вышеупомянутых лидирующих торговых марок и еще одной компании. Т.к. других данных по дополнительной компании нет, использование wSOW представляется нецелесообразным.

Цены были выражены в ценах декабря 2007 г., в качестве дефлятора использовался ИПЦ для изучаемого региона из данных Росстата. Также был оценен размер рынка для подсчета доли внешней альтернативы. Были сделаны следующие предположения: в среднем ребенку нужно 3 подгузника в день, и средний возраст прекращения их использования составляет 3 года. Количество детей младше трех лет в каждом году было взято из данных Росстата и аппроксимировано линейно для более коротких периодов.

## 4.3 Процедура оценивания

Здесь приведено описание процедуры оценивания для полной модели. Для получения оценок параметров нужно в некотором смысле минимизировать расстояние между теоретическими и реальными долями рынка. Как это сделать? Здесь пригодится вышеупомянутое разбиение набора параметров. Набор  $\theta_2$  позволяет оценить  $\Delta\xi_{jt}$  как функцию от набора параметров  $\theta_1$ . Обозначим эту оценку как  $\omega(\theta)$ . Если имеется набор инструментов  $Z$ , таких что  $\mathbb{C}(Z, \Delta\xi_{jt}) = 0$ ,  $\omega(\theta)$  следует подобрать так, чтобы по возможности ближе удовлетворить этому условию. Т.к. это в точности моментное условие, можно воспользоваться существующими методами, а именно применить обобщенный метод моментов (ОММ). Для получения оценок параметров нужно найти точку минимума целевой функции ОММ:

$$\hat{\theta} = \arg \min_{\theta} \omega(\theta)' Z \Phi^{-1} Z' \omega(\theta),$$

где  $\Phi$  — состоятельная оценка для  $\mathbb{E}[Z' \omega \omega' Z]$ .  $\omega(\theta)$  получается из решения неявной системы уравнений  $s_{jt}(\delta_{jt}; \theta_2) = S_{jt}$  для среднего уровня полезности  $\delta_{jt}$ . Для спецификации logit  $\delta_{jt} = \ln(s_{jt}) - \ln(s_{0t})$ . Для полной модели решение находится численно:

$$\delta_{jt}^{h+1} = \delta_{jt}^h + \ln S_{jt} - \ln s(\delta_{jt}^h, \theta_2),$$

где  $S_{jt}$  — реальные доли рынка, а  $s(\delta_{jt}^h, \theta_2)$  — теоретические, определяемые методом Монте-Карло:

$$s_{jt} = \frac{1}{H} \sum_{i=1}^H s_{jti} = \frac{1}{H} \sum_{i=1}^H \frac{\exp(\delta_{jt} + \mu_{jti}(\theta_2))}{1 + \sum_{m=1}^J \exp(\delta_{mt} + \mu_{mti}(\theta_2))}.$$

$H$  — это наименьшее целое число, такое что  $\|\delta_t^H - \delta_t^{H-1}\|$  меньше заданного исследователем значения.  $\delta_t^H$  является приближением для  $\delta_t$ . С его помощью можно получить  $\omega(\theta)$ , оценку для  $\Delta\xi_{jt}$ :

$$\Delta\xi_{jt} \equiv \delta_{jt}(S_t; \theta_2) - (x_{jt}\beta - \alpha p_{jt}),$$

$$\omega_{jt}(\theta) = \delta_{jt}^H(S_t; \theta_2) - (x_{jt}\beta - \alpha p_{jt}).$$

Теперь можно найти точку минимума целевой функции ОММ. Это удобно сделать в два этапа для повышения скорости вычислений:

$$\min_{\theta_1, \theta_2} \text{GMMObj}(\theta_1, \theta_2) = \min_{\theta_2} (\min_{\theta_1} \text{GMMObj}(\theta_1, \theta_2)).$$

Вышеприведенные расчеты сделаны в Matlab 7.11. Спецификации logit и nested logit оценивались с помощью Stata 11.

Вследствие использования несбалансированной панели возникает специфическая проблема. Количество наблюдений варьируется от периода к периоду вследствие двух причин:

- Урезанная выборка: если доля продукта ниже определенного порога, то в соответствующем периоде данные о нем отсутствуют (это особенность сбора информации).
- Отсутствующий инструмент: данные о продукте отсутствуют в периоде, цена в котором выбрана как инструмент.

Вопрос состоит в том, как следует поступить с продуктами, для которых есть пропущенные наблюдения. Маркус (2011) при оценивании полной модели отбрасывает такие наблюдения и тем самым неявно относит их к внешней альтернативе. При этом полезности продуктов перекалибровываются так, чтобы соответствовать реальным долям рынка при условии нулевой полезности от внешней альтернативы.

Но если пропущенные продукты включены в долю внешней альтернативы, ее полезность уже не получится нормализовать к нулю. В соответствии со свойствами спецификации logit, она будет равна  $\ln(1 + \sum_i \exp(\delta_i))$ , где суммирование происходит по всем включенным продуктам.<sup>2</sup> Это приводит к такому же сдвигу в оценке средних полезностей. Так как сдвиг будет отличаться для разных периодов, его невозможно будет учесть как часть константы в линейной части модели. Как следствие, возможны смещенные оценки коэффициентом и падение уровня значимости для них.

В работе предложен простой способ справиться с этой проблемой. Продукты с отсутствующими инструментами можно использовать для расчета средней полезности, затем исключив их из ОММ. Это решает вышеупомянутую проблему, хотя остается возможность смещения оценок ОММ вследствие урезанности выборки.<sup>3</sup>

## 5 Результаты

Предварительный анализ включает спецификации logit и nested logit. Сначала оценивается logit с помощью МНК (logit в таблице 2), затем с использованием инструментальных переменных (IV-logit в таблице 2, описание инструментов см. в разделе 4). Обе регрессии

<sup>2</sup>Можно привести простой пример, иллюстрирующий проблему. Пусть есть продукты 1, 2, 3 и внешняя альтернатива. Их средние полезности —  $\delta_1, \delta_2, \delta_3$  и 0, рыночные доли —  $s_1, s_2, s_3, s_0$ , соответственно. Если данные о продукте 3 отсутствуют, и он включается в долю внешней альтернативы ( $s_0^* = s_0 + s_3$ ), то оценка logit равна  $\hat{\delta}_1 = \ln(s_1) - \ln(s_0^*) = \delta_1 - \ln(1 + e^{\delta_3})$ .

<sup>3</sup>Если особенности инструмента (т.е. слишком низкая доля на рынке) коррелирована с регрессорами других периодов.

содержат цену ( $price$ ), количество в пачке ( $numpack$ ), минимальный и максимальный веса ( $min w, max w$ ), диапазон масс ( $\Delta mass$ ), уровень рекламы для моделей ( $ad$ ), уровень рекламы для торговых марок ( $adg$ ), а также фиктивные переменные для моделей (не включены в таблицу из-за их большого количества — 20 переменных).

Таблица 2: Предварительный анализ. Первая колонка содержит результаты оценивания logit с помощью МНК, вторая — результаты оценивания logit с помощью 2ШМНК, третья показывает оценки в результате 2ШМНК для nested logit.

	logit DeltaLogSh	IV-logit DeltaLogSh	nested logit DeltaLogSh
price	−0,20*** (−0,02)	−0,63*** (−0,06)	0,043 (−0,029)
numpack	0,0070*** (−0,0019)	−0,010*** (−0,0037)	0,0026** (−0,0012)
min w	0,17*** (−0,02)	0,32*** (−0,03)	−0,008 (−0,015)
$\Delta mass$	−0,0067*** (−0,0024)	−0,0002 (−0,0033)	−0,0005 (−0,0010)
ad	0,000053 (−0,00016)	0,00018 (−0,00026)	0,00031*** (−0,00008)
adg	−0,00040*** (−0,00015)	−0,00043* (−0,00025)	−0,00050*** (−0,00008)
lognestsh	—	—	1,04*** (−0,04)
Intercept	−4,31*** (−0,36)	0,09 (−0,72)	−0,45** (−0,22)
Observations	3371	1717	1717

В скобках приведены стандартные ошибки.

Статистическая значимость на 0,1% (\*\*\*) , 1% (\*\*) и 10% (\*) уровнях.

Коэффициент при цене для спецификации logit, как и ожидалось, отрицательный (полезность потребителя обычно уменьшается с ростом цены). Чувствительность к цене должна быть занижена из-за проблемы эндогенности. Действительно, при переходе к инструментальной регрессии коэффициент больше по абсолютному значению, и эта разница значима на 1%-ом уровне. Это говорит в пользу выбранных в данной работе инструментальных переменных.

Эффект рекламы для моделей положительный для обеих регрессий, т.е. люди получают большую полезность от активно рекламируемого продукта. Однако, реклама для торговой марки в целом показывает негативный эффект. Это может быть результатом еще одной проблемы эндогенности — реклама более интенсивна, когда падает спрос.

В результате оценивания nested logit получаются незначимые коэффициенты для большинства переменных. Более того, коэффициент при lognestsh (доля среди продуктов той же категории качества) больше единицы (этот коэффициент должен отражать корреляцию), что может говорить о том, что разбиение по категориям качества не отражает действительных предпочтений и модель некорректна. По этой причине здесь приводится таблица эластичностей только для спецификации logit (см. таблицу 3).

Спецификация logit подразумевает определенную структуру для эластичностей, ее можно видеть в таблице 3. Когда изменяется цена на один из продуктов, рыночные доли всех остальных изменяются пропорционально. Более того, эластичности для продуктов с непрерывными весовыми категориями ненулевые и близки к эластичностям из одной категории, хотя в действительности потребители должны переключаться на продукты, которые соответствуют им по весу.

Таблица 3: Эластичности спроса по цене, рассчитанные из результатов logit-оценивания. Эластичность спроса на каждый продукт по отношению к цене продукта  $j$  одинакова для всех продуктов (исключая сам продукт  $j$ ), поэтому перекрестные эластичности представлены одной колонкой. Первый знак в коде модели указывает на торговую марку, дальнейшие определяют модель. Продукты выбраны так, чтобы представлять различные веса и ценовые категории.

Номер	Код модели	Кол-во в пачке	Мин. вес	Макс. вес	Собственная эластичность	Перекрестная эластичность
1	A008	28	2	5	-4,155	0,038
2	A011	26	5	9	-4,824	0,037
3	A005	13	7	18	-4,201	0,037
4	A011	86	8	14	-4,429	0,050
5	A011	66	8	14	-4,957	0,036
6	A011	78	10	16	-4,883	0,040
7	B015	30	10	14	-7,318	0,063
8	B015	28	13	20	-7,963	0,060
9	B024	27	2	5	-4,143	0,047
10	B023	82	4	9	-4,290	0,047
11	B023	22	4	9	-5,147	0,044
12	B023	20	7	18	-5,611	0,112
13	B023	54	7	18	-5,448	0,044
14	B023	44	11	25	-6,302	0,070
15	B023	16	11	25	-6,993	0,057

Таблица 4: Результаты оценивания полной модели со случайными коэффициентами. Первая колонка содержит результаты оценивания спецификации, где в качестве нелинейного регрессора используется доход ( $price \times income$  — это часть коэффициента, которая меняется вместе с доходом). Во второй колонке в качестве регрессора использовалась выборка из стандартного нормального распределения («вкусовые предпочтения»).

	Коэффициенты полной модели	
	(1)	(2)
price	-1,695*** (-0,495)	-2,026*** (-0,440)
numpack	-0,037*** (-0,014)	-0,052*** (-0,015)
min $w$	0,663*** (-0,110)	0,767*** (-0,102)
$\Delta mass$	0,008 (-0,008)	0,004 (-0,008)
ad	0,002** (-0,001)	0,002** (-0,001)
adg	-0,002** (-0,001)	-0,002** (-0,001)
price $\times$ income	-0,075*** (-0,029)	-
price $\times$ RanDem	-	-0,963*** (-0,251)

В скобках приведены стандартные ошибки.

Статистическая значимость на 0,1% (\*\*\*) , 1% (\*\*) и 10% (\*) уровнях.

Для полной модели было испробовано несколько спецификаций с разными наборами регрессоров в нелинейной части. Лишь самые простые из них, со случайными коэффициентами при цене, выдавали значимые коэффициенты. Добавление гетерогенности по доходу или «вкусовым предпочтениям» к другим характеристикам приводило к большим стандартным ошибкам. Это может означать, что потребители в основном неоднородны по их отношению к цене и похожи в отношении других характеристик. Результаты для двух спецификаций приведены в таблице 4.

$J$ -статистика в обоих случаях больше 30, что отвергает спецификацию модели. Возможным решением для улучшения качества модели может быть, к примеру, добавление количества детей (или количества подгузников, нужных ребенку, что в данной работе является сильным предположением) в число параметров, которые оцениваются в процедуре ОММ.

Разница для коэффициентов линейной части статистически незначима для двух спецификаций. Коэффициент при цене отрицательный и по абсолютному значению значительно больше такового в спецификации *logit*. Нужно заметить, что качественно результаты для цены и других характеристик остались такими же. Реклама стала значимой на 10%-ом уровне.

Наиболее интересные результаты можно видеть в таблице эластичностей (см. таблицу 5). Эластичность спроса по цене выглядит более близкой к действительности, чем эластичность в спецификации *logit*. Модель отражает специфику рынка: перекрестные эластичности велики для продуктов из одного диапазона масс, меньше для частично перекрывающихся диапазонов, нулевые для неперекрывающихся. Продукты одной торговой марки имеют тенденцию быть более близкими заменителями. Более того, таблица отражает ситуацию на рынке — можно видеть, что продукты компании А наиболее подвержены ценовым атакам (большая эластичность спроса по цене других продуктов). Как было отмечено в разделе 2, доля компании А на рынке сильно упала в указанный период.

## 6 Выводы и направления дальнейшей работы

В работе изучается спрос на подгузники в одном из российских городов с помощью моделей дискретного выбора. Она включает краткий обзор литературы и описание предварительной обработки данных. Необходимые вычисления сделаны с использованием Excel 2003, Stata 11, SPSS. Расчеты для полной модели со случайными коэффициентами проведены в Matlab 7.11.

Спецификации *logit* и *nested logit* оценены в качестве предварительного анализа. Результаты *nested logit* указывают на неадекватное априорное разбиение, что является частой проблемой для GEV-моделей (*generalized extreme value*). Полученная из модели *logit* структура спроса нереалистична, но качественные выводы для потребительской функции полезности сохраняются и в полной модели.

Полная модель со случайными коэффициентами позволяет получить более реалистичную структуру спроса и отражает специфику рынка. Однако спецификация модели отвергается и причины этого требуют дальнейшего анализа.

Для будущих исследований можно указать три направления. Во-первых, можно изучить возможности для использования других инструментов и их оптимальность. Например, могут быть использованы некоторые комбинации цен на модели от одного производителя в тот же период — благодаря общим издержкам, но, возможно, разным фактором, влияющим на спрос (особенно для разных весовых диапазонов). Во-вторых, проблема урезанной выборки может решаться и моделироваться в явном виде. Наконец, качество демографических данных оставляет желать лучшего. Может оказаться полезным как пытаться найти лучшие данные по доходам и распределению детей по весам, так и рассмотреть другие характеристики, такие как пол ребенка или количество детей в семье.

Таблица 5: Перекрестные и собственные эластичности для некоторых продуктов. Первый знак в коде модели обозначает торговую марку и дальнейшие знаки обозначают модель. Продукты были выбраны так, чтобы представлять различные веса и ценовые категории. Цветом выделены наибольшие значения.

Номер	Код модели	Количество в папке	Минимальный вес	Максимальный вес	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	
					-1,4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,050	0	0,001	0
1	A008	28	5	9	-1,4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	A011	26	5	9	0	-3,859	0,067	0,018	0,012	0	0	0	0	0	0,022	0,036	0,021	0	0	0
3	A005	13	7	18	0	0,016	-6,992	0,120	0,064	0,075	0,022	0	0	0	0,004	0,005	0,049	0,025	0,002	0,002
4	A011	86	8	14	0	0,006	0,153	-4,414	0,045	0,056	0,012	0	0	0	0,002	0,001	0,021	0,012	0,001	0,001
5	A011	66	8	14	0	0,018	0,374	0,205	-11,24	0,131	0,045	0	0	0	0,004	0,005	0,069	0,036	0,003	0,005
6	A011	78	10	16	0	0	0,174	0,102	0,052	-6,768	0,053	0,001	0	0	0	0,025	0,014	0,004	0,006	0,006
7	B015	30	10	14	0	0	0,029	0,012	0,010	0,030	-2,988	0,002	0	0	0	0,010	0,004	0,006	0,014	0,014
8	B015	28	13	20	0	0	0	0	0	0	0,002	-0,668	0	0	0	0	0	0,001	0,001	0,001
9	B024	27	2	5	0,047	0	0	0	0	0	0	0	-0,616	0	0	0	0	0	0	0
10	B023	82	4	9	0	0,007	0,006	0,002	0,001	0	0	0	0	-0,355	0,002	0,001	0,001	0	0	0
11	B023	22	4	9	0	0,014	0,008	0,002	0,001	0	0	0	0	0,002	-0,464	0,003	0,001	0	0	0
12	B023	20	7	18	0	0,003	0,030	0,010	0,007	0,007	0,005	0	0	0,001	0,001	-0,894	0,004	0	0,001	0,001
13	B023	54	7	18	0	0,002	0,027	0,010	0,007	0,007	0,004	0	0	0	0,001	0,008	-0,782	0	0	0
14	B023	44	11	25	0	0	0,001	0	0	0,001	0,003	0	0	0	0	0	0	-0,228	0,002	0,002
15	B023	16	11	25	0	0	0,003	0,001	0,001	0,003	0,011	0,001	0	0	0	0,001	0	0,003	-0,711	-0,711

## Список литературы

- Маркус, Д. (2011). *Оценка структуры спроса в отрасли с дифференцированными продуктами на примере рынка подгузников в Москве*. Магистерская диссертация, Российская экономическая школа.
- Ben-Akiva, M.E. (1974). Structure of passenger travel demand models. *Transportation Research Record* 526, 26–42.
- Berry, S.T. (1994). Discrete choice models of oligopoly product differentiation. *RAND Journal of Economics* 25, 242–262.
- Berry, S.T., J. Levinsohn & A. Pakes (1995). Automobile prices in market equilibrium. *Econometrica* 63, 841–890.
- McFadden, D. (1973). *Conditional logit Analysis of Qualitative Choice Behavior*. New York: Academic Press.
- Nevo, A. (2000). A practitioner's guide to estimation of random-coefficients logit models of demand. *Journal of Economics and Management Strategy* 9, 513–548.
- Nevo, A. (2001). Measuring market power in the ready-to-eat cereal industry. *Econometrica* 69, 307–342.
- Train, K. (2009). *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge: Cambridge University Press.

# Discrete choice modeling and demand estimation for diapers

Anna Anikina

*New Economic School, Moscow, Russia*

The paper examines the demand structure for diapers in one of Russian cities with the use of a discrete choice model with random coefficients in consumer utilities. As a first step, logit and nested logit specifications are estimated. The market-level information for sales volumes, prices and other product characteristics is used. An unbalanced bimonthly panel for the period from 2008 to 2011 is available. At the second stage, the full model adapted from Berry, Levinsohn & Pakes (1995) and Nevo (2001) is estimated. Additional features are added to the model to capture the market specifics. *Keywords: discrete choice models, random coefficient models, differentiated products, demand estimation*

*JEL Classification: C15, C23, C25, C51, L22*

