

А. В. Баталева, К. П. Глущенко

## СТРУКТУРА ЦЕН НА ВТОРИЧНОМ РЫНКЕ ЖИЛЬЯ НОВОСИБИРСКА<sup>1</sup>

Жилье является весьма неоднородным товаром. Квартиры различаются большим числом параметров, отражающих разные стороны потребительной ценности жилья (гедонистических характеристик): размерами, конструктивными особенностями, местоположением в городе, окружением и т.д. Поэтому важным аспектом исследования рынка жилья является анализ роли параметров качества в ценообразовании.

Теоретической основой такого анализа служит гедонистическая теория цены, согласно которой каждая единица неоднородного товара может быть представлена как совокупность однородных составляющих, связанных с отдельными аспектами потребительной ценности товара, которые имеют неявные, т.е. не проявляющиеся непосредственно на рынке, цены. При этом разнородность товара интерпретируется как следствие неодинаковости составляющих величин, содержащихся в разных единицах товара; наблюдаемая цена формируется как совокупность вкладов всех гедонистических характеристик. Таким образом, применительно к рынку жилья задача гедонистического анализа состоит в построении модели цены: зависимости наблюдаемой цены квартиры от характеристик ее качества, иными словами, в выявлении структуры цен на рынке жилья.

Публикации, посвященные гедонистическому анализу цен на российском рынке жилья, немногочисленны. Исследования [1, 2] выполнены на материале лишь двух городов: Москвы и Санкт-Петербурга. Работа [1] относится к периоду становления рынка

---

<sup>1</sup> Авторы признательны Учебно-информационному центру ризлтеров Новосибирска за предоставленные данные.

жилья в стране; в ней рассматриваются результаты аукционов по продаже квартир, проводившихся в Москве в 1991–1993 гг. Была выявлена зависимость цены жилья лишь от двух характеристик: местоположения квартиры (в одной из 15 зон города) и уровня потребительских цен. В работе [2] рассматривается более развитая стадия рынка, когда он стал массовым, а аукционы уступили место регулярным сделкам через агентства недвижимости. На основе данных о 1132 сделках, совершенных в 1993 г. в Санкт-Петербурге, построено нелинейное уравнение, связывающее цену 1 м<sup>2</sup> общей площади квартиры с временем ее продажи (в рамках годового отрезка), общей площадью, количеством комнат, материалом стен дома, периодом его постройки, расположением квартиры (на крайнем либо промежуточном этаже), расстоянием от центра города.

Развитие вторичного рынка жилья в 1996–1997 гг. в Москве рассматривается в работах [3, 4]<sup>1</sup>. В первой получена общая модель, охватывающая квартиры с разным числом комнат, во второй даны отдельные модели для каждого типа квартир; модели различаются также разным набором гедонистических характеристик.

В настоящей работе исследуется структура цен на вторичном рынке жилья Новосибирска. Анализ проводится как по рынку в целом, так и по ряду отдельных сегментов – по типам квартир и их местоположению в городе. Установлен ряд качественных закономерностей ценообразования на рассмотренном рынке. Сопоставлены результаты, которые дают расчеты по новосибирским данным, с приведенными в работах [3, 4] для московского рынка жилья.

## **О “развитости” вторичного рынка жилья**

Может возникнуть вопрос: правомерно ли сопоставление новосибирского рынка жилья с московским, ведь в прессе нередко встречаются утверждения, что Москва значительно опередила другие города России. Нужно заметить, что в сравнении с рынками жилья в странах с рыночной экономикой ни о какой

---

<sup>1</sup> В работе [3] приведены основные положения и результаты из неопубликованной работы **В. Каргина** и **А. Онацкого** “Рынок квартир в Москве” (1996 г.).

развитости российского рынка вообще не может быть и речи. Достаточно, например, взглянуть на схему рынка жилья в США [5], чтобы увидеть зачаточность отечественного: в нем нет стержня обеспечения платежеспособного спроса на жилье – ипотечного кредитования, и поэтому, естественно, отсутствует вся связанная с этим рыночная инфраструктура. Единственное, что есть у российского рынка – играющая весьма скромную роль в действительно развитых рынках жилья часть инфраструктуры, которая выполняет брокерские функции (агентства недвижимости). С этой точки зрения рынок жилья в Москве столь же примитивен, как и в других городах страны.

Но можно, конечно (с большой долей условности), говорить о “развитости” рынка жилья в разных городах России относительно друг друга. В работе [6] за критерий такой развитости принята стабилизация цен (в долларовом выражении), имевшая место в Москве в 1995–1997 гг., а бум на иногородних рынках в конце 1997 г. трактуется как их ускоренный переход к продвинутой стадии рынка по московской модели. Хотя есть ряд резонных соображений о периодизации развития рынков жилья в России [6], принятие динамики цен на московском рынке за эталон совершенно беспочвенно. Дело в том, что эта динамика весьма специфична, она во многом обязана особому положению Москвы как столицы, масштабной коммерческой деятельности московской мэрии на первичном рынке жилья и т.п. В других городах страны динамика цен на жилье подвержена воздействию совершенно иных факторов (подробный анализ потребовал бы слишком много места). К слову, бум в 1997 г. был обусловлен ожидавшимся принятием закона о декларировании крупных покупок и к развитию рынков жилья никакого отношения не имел.

Основой для вывода, что Москва является лидером в развитии вторичного рынка жилья (этот вывод, но уже без аргументации, повторен в [4]), послужила статистическая классификация [7]. Для характеристики рынка разных регионов использовались средняя цена 1 м<sup>2</sup> общей площади жилья, количество приватизированных квартир и среднедушевой доход. Нет ничего удивительного в том, что при таких классификационных признаках Москва попала в отдельный (наилучший) кластер, но только к развитости рынка жилья отношение они имеют очень косвенное (если имеют вообще).

Таким образом, серьезных оснований у тезиса о лидерстве московского рынка жилья нет. В нынешних российских условиях развитость рынка жилья в том или ином городе, как пред-

ставляются, могут характеризовать массовость рынка (например, объем предложения на душу населения или на объем жилищного фонда), широта рыночной инфраструктуры (относительное число агентств недвижимости), набор выполняемых ею функций (предлагаемых услуг), информационная открытость рынка (наличие представительной и легкодоступной информации о ценах). Если исходить из таких характеристик, то в значительной части крупных российских городов достигнут примерно одинаковый уровень развитости вторичного рынка жилья, причем у московского каких-либо *качественных* отличий не наблюдается.

### Спецификация модели

Обратимся теперь к анализу цен. В качестве базовой спецификации гедонистической модели цены квартиры был выбрана мультипликативная форма:

$$P = P_0 X_1^{\beta_1} \cdot \dots \cdot X_n^{\beta_n} e^\varepsilon = \beta_0 Q(X_1, \dots, X_n) e^\varepsilon, \quad (1)$$

где  $P$  – цена квартиры (цена предложения, тыс.руб.<sup>1</sup>),

$X_i$  – объясняющие переменные (гедонистические характеристики),

$\beta_i$  – структурные коэффициенты,

$e^\varepsilon$  – остаточный член регрессии.

Такая модель имеет прозрачный экономический смысл. Как видно, если все  $X_i = 1$ , то с точностью до остатка регрессии  $P = P_0$ . Таким образом,  $P$  представляет собой цену некоторой эталонной квартиры  $P_0$  (для которой значения всех характеристик равны 1), скорректированную с помощью поправочных коэффициентов  $\{X_i^{\beta_i}\}$ , которые отражают влияние отличий гедонистических характеристик оцениваемой квартиры от “эталонных”. Другими словами, неявные цены гедонистических характеристик выражаются в долях (процентах) цены эталонной квартиры.

---

<sup>1</sup> В Новосибирске в долларах оцениваются немногим более 8% квартир, выставленных на продажу.

С точки зрения практического применения, мультипликативная модель обладает важным достоинством: простотой учета инфляции. Логично предположить, что продавцы квартир оценивают (процентный) вклад каждой из гедонистических характеристик вне зависимости от общего уровня цен. Это означает, что вектор структурных параметров  $(\beta_0, \dots, \beta_n)$  стабилен, а инфляция отражается лишь в изменении "точки отсчета"  $P_0$ . Тогда для актуализации модели достаточно рассчитать средние значения объясняемой и объясняющих переменных для нового периода, получив из них обновленную величину  $P_0$ :  $P'_0 = \frac{\bar{P}}{Q(\bar{X}_1, \dots, \bar{X}_n)}$ .

В случае же аддитивной модели при изменении уровня цен ее необходимо оценивать заново.

Кроме содержательных соображений, аргументом в пользу выбора спецификации (1) послужило сравнение мультипликативной (2) и аддитивной моделей с помощью теста Зарембки [8]. Отношение сумм квадратов остатков масштабированных аддитивной и мультипликативной моделей (оцененных по всей выборке) составило 1,361; значимость этого различия весьма высока:  $p$  – значение статистики Зарембки менее 0,0001.

Общая спецификация (1) имеет следующий конкретный вид (в логарифмической форме):

$$\begin{aligned} \ln P = & \ln P_0 + \beta_1 \ln R_{\text{общ}} + \beta_2 \ln R_{\text{жил}} + \beta_3 \ln R_{\text{кух}} + \beta_4 K_2 + \\ & + \beta_5 K_3 + \beta_6 K_4 + \beta_7 Z_1 + \beta_8 Z_2 + \beta_9 Z_3 + \beta_{10} Z_4 + \\ & + \beta_{11} X_{\text{кирп}} + \beta_{12} X_{\text{п/п}} + \beta_{13} X_{\text{эт}} + \beta_{14} X_{\text{балк}} + \\ & + \beta_{15} X_{\text{тел}} + \beta_{16} X_{\text{из}} + \beta_{17} X_{\text{пг}} + \varepsilon. \end{aligned} \quad (2)$$

Всего в модели 17 объясняющих переменных. Три из них непрерывные:  $R_{\text{общ}}$ ,  $R_{\text{жил}}$  и  $R_{\text{кух}}$  – относительные общая площадь квартиры, жилая площадь и площадь кухни, нормированные на соответствующие площади эталонной квартиры. Когда за эталонную принята 1-комнатная квартира (другие случаи будут оговорены позже), то  $R_{\text{общ}} = S_{\text{общ}}/30$ ,  $R_{\text{жил}} = S_{\text{жил}}/17$ ,  $R_{\text{кух}} = R_{\text{кух}}/6$ , где  $S$  – абсолютные площади, м<sup>2</sup>. Остальные переменные – булевы (такие переменные часто называют фиктивными), отражающие наличие или отсутствие некоторого признака: первому случаю соответствует значение 1, второму – 0. Переменные  $K_2 - K_4$  описывают количество комнат в квартире:  $K_2 = 1$  для 2-комнатных квартир,  $K_3 = 1$  для 3-комнатных,  $K_4 = 1$

для 4-комнатных. Как видно, переменная для 1-комнатных квартир отсутствует, таким образом, коэффициенты при  $K_2 - K_4$  характеризуют изменение цены относительно цены 1-комнатной квартиры. Величины  $Z_1 - Z_4$  описывают местоположение:  $Z_1 = 1$  для квартир в центре,  $Z_2 = 1$  для прилегающей к центру зоне,  $Z_3 = 1$  для зоны по линии метро,  $Z_4 = 1$  для зоны средней удаленности. Отсутствует здесь отдаленная зона – коэффициенты при  $Z_1 - Z_4$  характеризуют увеличение цены относительно квартир, расположенных в такой зоне. Переменная  $X_{\text{кирп}}$  принимает значение 1, если дом кирпичный;  $X_{\text{п/п}} = 1$  для квартир на крайних (первых и последних) этажах;  $X_{\text{эт}} = 1$  для домов с шестью и более этажами;  $X_{\text{балк}} = 1$  для квартир без балкона и лоджии;  $X_{\text{тел}} = 1$  для квартир с телефоном;  $X_{\text{из}} = 1$ , если комнаты изолированные (для 1-комнатных квартир эта переменная всегда равна 0);  $X_{\text{пг}} = 1$  для полногабаритных квартир.

Как видно, в модели (2) эталонной служит 1-комнатная неполногабаритная квартира в отдаленной зоне, общей площадью  $30 \text{ м}^2$ , жилой площадью  $17 \text{ м}^2$ , с кухней  $6 \text{ м}^2$ , на промежуточном этаже 4–5-этажного панельного дома, с балконом или лоджией, без телефона. Упомянутое выше нормирование площадей квартир введено именно для того, чтобы константа  $P_0$  в модели цены (1) имела содержательный смысл и могла быть сопоставлена с реальными значениями цен; легко видеть, что значения коэффициентов  $\beta_0, \dots, \beta_n$  инвариантны относительно такого нормирования, оно изменяет только константу регрессии  $\ln P_0$ . Из модели цены квартиры (2) очень просто получить модель цены  $1 \text{ м}^2$  общей площади, весьма распространенной обобщающей характеристики конъюнктуры на рынке жилья. Отличия будут состоять лишь в том, что коэффициент  $\beta_1$  меняется на  $\beta'_1 = \beta_1 - 1$ , а константа  $\ln P_0$  – на  $\ln P'_0 = \ln(P_0/30)$ ; таким образом, не требуется даже отдельной оценки параметров такой модели.

## Результаты расчетов

В качестве исходной информации для оценки параметров модели (2) и ее модификаций использовались сведения, сосредоточенные в базе данных Учебно-информационного центра риэлтеров, которые охватывают от 1/3 до 1/2 общего предложения на вторичном рынке жилья Новосибирска. Анализ проводился по квартирам, выставленным на продажу с начала января до середины марта 1999 г. Нас интересовало типичное жилье, поэтому из исходной совокупности были исключены как низкокачествен-

ные квартиры (в 1–3-этажных домах, основная часть которых – деревянные и шлакоблочные), так и высококачественные (элитные, а также имеющие 5 и более комнат). Объем результирующей выборки составил около 9,5 тыс. наблюдений, однако часть их не содержала всех используемых в регрессиях характеристик квартир, поэтому фактически в расчетах участвовало примерно 7,5–8 тыс. наблюдений.

Результаты расчетов приведены в табл. 1. Оценивалась как общая модель (2) – графа 2, так и частные модели: для отдельных зон города (графы 3–6) и для отдельных типов квартир (графы 7–10). Частная модель представляет собой модель (2) при фиксированных значениях определенного подмножества переменных: так, в модели для  $j$ -й зоны  $Z_j = 1$  и  $Z_k = 0$  для всех  $k \neq j$  (из-за небольшого числа квартир в центре и в прилегающих к нему районах эти две зоны в данном случае объединены), а в модели для  $l$ -комнатных квартир  $K_l = 1$  и  $K_m = 0$  для всех  $m \neq l$ . Наряду с константой уравнений регрессии  $\ln P_0$  приведены также абсолютные значения цен “эталонных” квартир  $P_0$ .

Как в общей, так и во всех частных моделях эластичности цены по общей площади, жилой площади и площади кухни ( $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ ) оказались меньше 1, т.е. изменение цены квартиры отстает от изменения этих площадей (например, в общей модели при увеличении общей площади квартиры на 1% цена возрастает на 0,745%). Другими словами, каждый добавочный 1 м<sup>2</sup> будет стоить все меньше и меньше. Таким образом, поведение цены жилья соответствует закону убывающей предельной полезности<sup>1</sup>. Чувствительность цены к изменению жилой площади и площади кухни значительно меньше, чем к изменению общей площади: в общей модели увеличение (уменьшение) жилой площади на 1% повышает (понижает) цену на 0,226%, а площади кухни – на 0,181%. Это свойство наблюдается и в частных моделях, за исключением двух: для центральных районов и для 4-комнатных квартир.

Любопытна зависимость цены от количества комнат в квартире: все коэффициенты при переменных  $K_2 - K_4$  отрицательны. Это означает, что 2-комнатная квартира стоит дешевле (в общей

---

<sup>1</sup> Это служит дополнительным аргументом в пользу выбора мультипликативной модели: аддитивная модель такого эффекта учесть не может, поскольку в ней коэффициент площади представляет собой цену 1 м<sup>2</sup>, не зависящую от величины площади.

Таблица 1

## Результаты оценки модели

Переменная	Коэффициент										
	Общая модель	Зона			отда- ленная			Тип квартиры			
		центр и приле- гающая	по линии метро	средней отдаленности	отда- ленная	1-ком- натная	2-ком- натная	3-ком- натная	4-ком- натная		
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		
$\ln R_{\text{общ}}$	0,745* (0,047)	0,354*** (0,202)	0,633 (0,135)*	0,810 (0,021)*	0,764* (0,059)	0,743* (0,051)	0,828* (0,050)	0,839* (0,102)	0,562** (0,225)		
$\ln R_{\text{жил}}$	0,226* (0,038)	0,421* (0,145)	0,166*** (0,099)	—	0,209* (0,047)	0,121** (0,047)	—	0,245* (0,090)	0,565* (0,197)		
$\ln R_{\text{кух}}$	0,181* (0,023)	0,630* (0,090)	0,242* (0,068)	0,209* (0,032)	0,134* (0,028)	—	0,118* (0,032)	0,234* (0,044)	0,441* (0,096)		
$K_2$	-0,148* (0,016)	-0,101* (0,033)	-0,088* (0,019)	-0,029** (0,012)	-0,147* (0,021)	×	×	×	×		
$K_3$	-0,173* (0,025)	—	—	—	-0,183* (0,032)	×	×	×	×		
$K_4$	-0,168* (0,033)	—	—	—	-0,173* (0,041)	×	×	×	×		



Продолжение табл. 1

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$Z_1$		0,353* (0,015)	x	x	x	x	0,298* (0,024)	0,315* (0,021)	0,400* (0,031)	0,472* (0,059)
$Z_2$		0,263* (0,021)	x	x	x	x	0,235* (0,036)	0,251* (0,031)	0,249* (0,045)	0,338* (0,085)
$Z_3$		0,178* (0,009)	x	x	x	x	0,141* (0,014)	0,153* (0,011)	0,228* (0,019)	0,166* (0,052)
$Z_4$		0,014** (0,007)	x	x	x	x	-	-	-	-
$X_{\text{кпрп}}$		0,124* (0,006)	0,145* (0,032)	0,124* (0,018)	0,061* (0,011)	0,130* (0,007)	0,059* (0,010)	0,098* (0,008)	0,213* (0,013)	0,137* (0,031)
$X_{\text{пл}}$		-0,059* (0,006)	-0,180* (0,031)	-0,102* (0,018)	-0,048* (0,011)	-0,049* (0,007)	-0,026* (0,009)	-0,065* (0,008)	-0,088* (0,012)	-
$X_{\text{рт}}$		0,066* (0,007)	0,066** (0,030)	0,128* (0,021)	0,067* (0,012)	0,058* (0,008)	0,056* (0,010)	0,091* (0,011)	0,091* (0,014)	-
$X_{\text{балк}}$		-0,017** (0,008)	-	-	-0,037** (0,015)	-	-0,045* (0,012)	-	-	-
$X_{\text{тел}}$		0,125* (0,006)	0,109* (0,035)	0,130* (0,019)	0,075* (0,010)	0,137* (0,007)	0,105* (0,009)	0,116* (0,008)	0,173* (0,012)	0,141* (0,032)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$X_{\text{из}}$	0,058* (0,007)	0,133* (0,035)	0,129* (0,023)	0,030** (0,013)	0,046* (0,009)	×	0,023** (0,010)	0,053* (0,013)	—
$X_{\text{иг}}$	0,063* (0,012)	—	—	—	0,135* (0,016)	0,118* (0,025)	0,080* (0,017)	—	—
$\ln P_0$	4,981* (0,008)	5,229* (0,050)	5,118* (0,027)	5,055* (0,015)	4,985* (0,009)	5,054* (0,010)	5,283* (0,010)	5,476* (0,017)	5,753* (0,032)
$P_0$ , тыс. руб.	145,7	186,6	167,0	156,8	146,2	156,6	196,9	238,9	315,2
$N_{\text{выб}}$	7667	380	829	1334	5178	1877	3065	2376	433
$\bar{R}^2$	0,697	0,755	0,714	0,746	0,654	0,435	0,487	0,539	0,601
$\sigma(\varepsilon)$	0,229	0,267	0,241	0,180	0,229	0,185	0,202	0,267	0,273

Примечания: В табл. 1–3 в скобках указаны стандартные отклонения; \*, \*\*, \*\*\* – значимость на уровне 1, 5 и 10% соответственно; тире указывает на статистически незначимые (на 10%-м уровне) коэффициенты; × – в данной регрессии переменная не участвует;  $N_{\text{выб}}$  – объем выборки;  $\bar{R}^2$  – скорректированный на число переменных коэффициент детерминации;  $\sigma(\varepsilon)$  – стандартная ошибка регрессии.

модели – на 13,8%), чем 1-комнатная с такими же характеристиками, в том числе общей и жилой площадью, а 3- или 4-комнатная – еще дешевле. Иными словами, средняя цена 1 м<sup>2</sup> общей площади 1-комнатных квартир выше, чем 2-комнатных (согласно общей модели, стоимости 2-комнатной квартиры и аналогичной 1-комнатной при площади, большей на 22%, будут равны), а в 2-комнатных 1 м<sup>2</sup> дороже, чем в квартирах с 3 и 4 комнатами. Различие цен 3- и 4-комнатных квартир с прочими равными характеристиками статистически незначимо: для гипотезы  $\beta_5 = \beta_6$  *p*-значение *F*-статистики равно 0,699 в общей модели и 0,57 в модели для отдаленной зоны.

В общей модели квартира в кирпичном доме стоит дороже аналогичной в панельном на 13,2%; в доме выше 5 этажей – на 6,8% (в сравнении с квартирой в 4–5-этажном доме); если все комнаты в квартире изолированные, цена возрастает на 5,9%; полногабаритная квартира дороже обычной на 6,5%; наличие телефона дает прибавку на 13,4%. Квартира, расположенная на первом или последнем этажах, теряет в цене 5,7%; отсутствие балкона (лоджии) снижает цену на 1,7%.

Рост цены квартиры в зоне средней отдаленности относительно окраин весьма невелик – всего на 1,4% (тогда как по данным конъюнктурных обзоров, публикуемых в новосибирской прессе, разрыв в ценах между данными зонами гораздо больше). Вероятно, это связано с тем, что в имевшемся у нас массиве данных отнесение квартир к одной из указанных зон не очень четкое. Действительно, в использовавшейся выборке различие в средних ценах всех квартир между зоной средней отдаленности и отдаленной составило 2,9%, а в ценах 1-комнатных – 1%. Далее же увеличение цены становится существенным: квартира в зоне, примыкающей к линиям метро, дороже расположенной на окраине на 19,4%, в прилегающих к центру районах – на 30,1, в центре – на 42,3%.

В моделях для отдельных зон города за эталонные приняты 1-комнатные квартиры с характеристиками, указанными в предыдущем разделе, но расположенные в соответствующей зоне. Заметно, что эластичность цены по общей площади убывает по мере приближения к центру города (для зон средней отдаленности и окраин нельзя отвергнуть гипотезу о совпадении коэффициентов  $\beta_1$  в соответствующих моделях: *p* – значение *F*-статистики этой гипотезы составляет 0,45). Вместе с тем в центральной зоне возрастает чувствительность цены к изменению жилой площади и площади кухни.

В трех моделях для отдельных зон отличие цен квартир с 3–4 комнатами от 1-комнатных оказалось статистически незначимым. Это означает, что в соответствующих зонах зависимость цены таких квартир от различных характеристик можно принять такой же, как для 1-комнатных квартир. За исключением единственной модели (для зоны средней отдаленности) наличие или отсутствие балкона (лоджии) влияния на цену квартиры не оказывает, не зависит цена и от того, является ли квартира полногабаритной (кроме отдаленных районов).

В целом при сравнении моделей для различных зон города заметна определенная тенденция: по мере приближения к центру снижается роль размера квартиры, а все большее значение приобретают факторы, определяющие ее комфортабельность. Такая тенденция вполне объяснима: чем ближе к центру, тем выше ориентация на состоятельных покупателей, более требовательных к качественной стороне жилья.

В моделях для отдельных типов квартир за эталонные приняты квартиры соответствующего типа. У 1-комнатных все характеристики те же, что указаны в предыдущем разделе, у остальных имеются отличия в площадях:

2-комнатная квартира –  $S_{\text{общ}} = 44 \text{ м}^2$ ,  $S_{\text{жил}} = 28 \text{ м}^2$ ,  $S_{\text{кух}} = 6 \text{ м}^2$ ;

3-комнатная квартира –  $S_{\text{общ}} = 60 \text{ м}^2$ ,  $S_{\text{жил}} = 42 \text{ м}^2$ ,  $S_{\text{кух}} = 7 \text{ м}^2$ ;

4-комнатная квартира –  $S_{\text{общ}} = 72 \text{ м}^2$ ,  $S_{\text{жил}} = 52 \text{ м}^2$ ,  $S_{\text{кух}} = 7 \text{ м}^2$ .

Отсутствие балкона не оказывает статистически значимого влияния на цену квартиры, за исключением 1-комнатных. Небольшим оказалось и различие в ценах квартир, расположенных в зоне средней отдаленности и на окраинах (по той же причине, которая обсуждалась выше). Особое положение занимают 4-комнатные квартиры: у них ниже эластичность цен площади, но выше – жилой и площади кухни, а также растет цена по мере приближения к центру. Здесь проявляется тот же эффект, что у сегмента квартир в центральных зонах: квартиры с большим числом комнат рассчитаны в основном на состоятельных покупателей.

Тип планировки квартиры в значительной степени определяет соотношение между общей и жилой площадью и размер кухни. Поэтому переменные  $R_{\text{жил}}$  и  $R_{\text{кух}}$  несут на себе дополнительную нагрузку, неявно отражая тип планировки. Это же относится и к переменной  $X_{\text{эт}}$ : то, что квартиры в домах с 6-ю и более этажами дороже (во всех моделях), связано с наиболее удобной планировкой, в отличие от 4–5-этажных домов постройки

50–60-х годов. В исходных данных тип планировки квартиры описывался пятью градациями: “малосемейка”, “хрущевка”, “типовая”, “улучшенной планировки”, “полногабаритная”, однако они были указаны примерно лишь для половины квартир. Дело, видимо, в не очень удачной классификации: если различие между “хрущевкой” и квартирой улучшенной планировки очевидно, то разница между ними и “типовой” ставит продавцов жилья в тупик. Поэтому, чтобы не лишиться существенной части выборки, мы ограничились только двумя градациями: полногабаритные квартиры и остальные. По схожим причинам не был использован ряд других характеристик квартир, имевшихся в исходных данных.

Одна из характеристик, довольно полно представленная, первоначально входила в модель. Это тип санузла: совмещенный или раздельный. Однако соответствующая переменная в большинстве случаев либо оказывалась незначимой, либо имела аномальное отрицательное значение коэффициента, говоря об уменьшении цены квартиры в случае раздельного санузла. По-видимому, объясняющая роль данной переменной перекрывается другими (в частности, неявно связанными с планировкой квартиры), вследствие чего эта характеристика была исключена из модели.

С помощью теста Чоу была проверена гипотеза об устойчивости структуры общей модели, т.е. о постоянстве коэффициентов  $\beta_1 - \beta_{17}$  во времени. Исходная выборка была разбита на три части, включающие квартиры, выставленные на продажу в январе, в феврале и в марте, и тестировалось совпадение коэффициентов модели при переходе от месяца к месяцу. Результаты оценки модели по данным за январь и февраль можно признать совпадающими на 10%-м уровне значимости, однако гипотеза о равенстве коэффициентов регрессий по февральской и мартовской подвыборкам должна быть отвергнута, чтобы установить, связано ли это со случайными факторами или закономерно, нужно продолжить анализ на последующие периоды.

## Сравнения: Новосибирск и Москва

Интересно сравнить цены на вторичном рынке жилья Москвы [3, 4] и Новосибирска (см. табл. 1). Но сделать это не просто из-за различия спецификаций моделей. Поэтому для целей сравнения модель (2) модифицировалась – приводилась в вид, наиболее близкий к спецификациям в [3, 4].

Модель цены квартиры в [3] в наших обозначениях и с некоторыми преобразованиями, сближающими ее со спецификацией (2), имеет вид:

$$\begin{aligned} \ln P = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln R_{\text{нежил}} + \alpha_2 \ln R_{\text{жил}} + \alpha_3 \ln R_{\text{кух}} + \\ & + \alpha_4 K_1 + \alpha_5 K_2 + \alpha_6 K_3 + \alpha_7 K_4 + \alpha_8 D + \\ & + \alpha_9 X_{\text{кирп}} + \alpha_{10} X_{\text{п/п}} + \alpha_{11} X_{\text{эт}} + \alpha_{12} X_{\text{балк}} + \varepsilon. \end{aligned} \quad (3)$$

Отличия от модели (2) состоят в следующем. Вместо общей площади использована разность между нею и жилой площадью – площадь нежилых помещений,  $S_{\text{нежил}} = S_{\text{общ}} - S_{\text{жил}}$ ; местоположение квартиры характеризуется расстоянием от центра  $D$ ; имеется переменная для 1-комнатных квартир  $K_1$  (таким образом, отсчет цен ведется от квартир с 5-ю и более комнатами). Переменная  $X_{\text{эт}}$  в работе [3] имеет несколько иной смысл: она характеризует наличие лифта в доме. Однако ее можно отождествить с нашей, считая, что в домах высотой до 5 этажей включительно лифта нет, а в более высоких есть. В работе [3] модель оценивалась по 464 наблюдениям, относящимся к 1996 г.; цены квартир, как принято в Москве, указаны в долларах.

Для получения сопоставимых результатов для Новосибирска модель (2) была соответственно изменена, однако способ учета местоположения квартир был оставлен прежний – с помощью переменных, указывающих на принадлежность к определенной зоне города. Следует сказать, что данная характеристика, как бы она ни была формализована, в любом случае будет несопоставима для разных городов (относительная ценность одноименных зон в разных городах различна – она зависит от специфики конкретного города: его географии, экологического качества зон и т.п.). Выборка, по которой оценивалась модель, в данном случае включала 5-комнатные квартиры. Цены же по-прежнему измерялись в рублях; легко видеть, что выбор единицы измерения цен влияет только на свободный член регрессии  $\alpha_0$ .

Результаты оценки модели цены квартир для Москвы и Новосибирска представлены в табл. 2. Поскольку для разных городов не имеет смысла сравнивать коэффициенты, характеризующие влияние местоположения на цену, они не приводятся. Не даны также константы регрессий, специфичные для каждого города (отражая общий уровень цен на вторичном рынке жилья данного города).

Таблица 2

## Параметры модели цены квартиры для Москвы и Новосибирска

Переменная	Коэффициент	
	Москва [3]	Новосибирск
$\ln R_{\text{нежил}}$	0,431* (0,049)	0,315* (0,017)
$\ln R_{\text{жил}}$	0,670* (0,069)	0,709* (0,027)
$\ln R_{\text{кух}}$	0,147** (0,060)	0,202* (0,022)
$K_1$	0,214*** (0,109)	0,223* (0,044)
$K_2$	0,140*** (0,080)	0,117* (0,034)
$K_3$	0,164* (0,060)	0,082* (0,029)
$K_4$	0,169* (0,054)	0,086* (0,029)
$X_{\text{кирп}}$	0,134* (0,024)	0,136* (0,006)
$X_{\text{пл}}$	-0,069* (0,021)	-0,065* (0,006)
$X_{\text{эт}}$	0,114* (0,024)	0,054* (0,007)
$X_{\text{балк}}$	-0,042** (0,020)	-0,015*** (0,008)
$N_{\text{выб}}$	464	8037
$\overline{R}^2$	0,889	0,678
$\sigma(\epsilon)$	0,201	0,240

Как видно, качественно поведение цены в обоих городах совпадает, при этом оно такое же, какое давала модель (2): так, зависимость цены от площадей соответствует закону убывающей предельной полезности; увеличение количества комнат в квартире при прочих равных условиях уменьшает цену (правда, в Москве эта закономерность нарушается при переходе от 2- к 3-комнатным квартирам); совпадает даже такая деталь, как статистическая незначимость различия между коэффициентами при  $K_3$  и  $K_4$ . Более того, довольно близки и количественные результаты: на 5%-м уровне значимости не отвергается гипотеза о совпадении каждой пары коэффициентов (“московского” и “новосибирского”). Таким образом, в обоих городах оценка продавцами жилья вклада каждой (из учтенных в данном случае) гедонистической характеристики в цену квартиры весьма схожа, что не очень согласуется с тезисом об “опережающем” уровне развития московского рынка жилья.

Обратимся теперь к результатам, полученным в работе [4]. Модель цены квартиры (а также в наших обозначениях, несколько преобразованная) имеет вид:

$$\ln P = \gamma_0 + (\gamma_1 + \gamma_2 X_{\text{кирп}}) \ln S_{\text{общ}} + \gamma_3 \ln S_{\text{кух}} + \gamma_4 X_{\text{л/п}} + \gamma_5 X_{\text{балк}} + \gamma_6 M_1 + \gamma_7 M_2 + \gamma_8 M_4 + \varepsilon. \quad (4)$$

Переменные  $M_1 - M_4$  характеризуют местоположение квартиры относительно станций метро:  $M_1 = 1$ , если ближайшая станция центральная,  $M_2 = 1$ , если она кольцевая и  $M_4 = 1$ , если конечная. В уравнение регрессии не входит зона, прилегающая к промежуточным станциям метро (между кольцевыми и конечными), таким образом, отсчет цен ведется от цен квартир, расположенных в таких зонах. Особенностью модели (4) является несколько вычурный способ учета материала стен дома: по сути, принято, что эластичность цены по общей площади имеет одну величину ( $\gamma_1$ ), если дом панельный, и другую ( $\gamma_1 + \gamma_2$ ), если кирпичный. Однако спецификация (2) сама по себе обеспечивает отражение такого влияния; а вот почему от материала стен должна зависеть эластичность цены по общей площади, остается неясным<sup>1</sup>. Модель (4) оценивалась для каждого типа квартир отдельно по данным на 11–17 июня 1997 г.; цены квартир даны в долларах.

Для получения сопоставимых результатов модель (2) была приведена к виду, близкому к (4), за исключением способа учета местоположения. В работе [4] при перечислении переменных фигурирует еще жилая площадь, однако в формальной записи моделей она отсутствует. Это же имеет место и для переменной  $X_{\text{балк}}$ , но, как было отмечено, она во всех случаях оказалась незначимой. Относительно же жилой площади не сказано ничего, поэтому мы не включили данную переменную в модифицированную модель (2).

Результаты оценки моделей цен квартир отдельных типов для Москвы и Новосибирска представлены в табл. 3 (за исключением коэффициентов, связанных с местоположением, и константы регрессии). В работе [4] приведены только значения  $t$ -статистик коэффициентов; для единообразного представления мы рассчитали по ним стандартные ошибки оценок коэффициентов и уровни значимости.

<sup>1</sup> Чтобы проверить эффективность такого способа учета материала стен дома, были проведены расчеты по общей модели (2) с заменой переменной  $X_{\text{кирп}}$  на  $X_{\text{кирп}} \cdot \ln S_{\text{общ}}$ . Справедливости ради надо сказать, что стандартная ошибка регрессии при этом уменьшилась, а коэффициент детерминации вырос, но очень незначительно – всего лишь на 0,3–0,35%.



Параметры моделей цен квартир отдельных типов для Москвы [4] и Новосибирска

Параметр формулы	Коэффициент для квартир с числом комнат							
	1		2		3		4	
	Москва	Новосибирск	Москва	Новосибирск	Москва	Новосибирск	Москва	Новосибирск
$\ln R_{\text{общ}}$	0,032* (0,009)	0,907* (0,041)	0,900* (0,143)	0,822* (0,049)	1,172* (0,107)	0,900* (0,062)	1,113** (0,177)	1,001* (0,141)
$X_{\text{ кирп.}} \cdot \ln R_{\text{общ}}$	0,002** (0,001)	0,022* (0,003)	0,031* (0,009)	0,025* (0,002)	-	0,052* (0,003)	-	0,038* (0,007)
$\ln R_{\text{кух}}$	0,622* (0,073)	-	0,365* (0,093)	0,265* (0,029)	-	0,301* (0,039)	-	0,320* (0,093)
$X_{\text{плп}}$	-0,163* (0,039)	-0,030* (0,010)	-0,171* (0,034)	-0,082* (0,008)	-0,071*** (0,042)	-0,092* (0,013)	-	-
$X_{\text{балк}}$	-	-0,058 (0,011)	-	-	-	-0,038** (0,019)	-	0,077*** (0,043)
$N_{\text{выб}}$	110	1942	175	3191	165	2457	50	445
$\bar{R}^2$	0,631	0,377	0,659	0,428	0,576	0,496	0,486	0,583

В отличие от предыдущего случая, расхождения между результатами, полученными для Москвы и Новосибирска, для трех типов квартир из четырех весьма значительны. Так, в модели цены 1-комнатных квартир влияние общей площади на цену в Москве очень слабое (на два порядка меньше, чем в Новосибирске), но цена весьма зависима от площади кухни, в отличие от Новосибирска. Для 3- и 4-комнатных квартир в Москве (а для последних и в Новосибирске) поведение цен противоречит закону убывающей предельной полезности. Причина этого видится в небольшом числе объясняющих переменных: общая площадь взяла на себя “нагрузку”, которую должны были бы нести другие гедонистические характеристики, отсутствующие в данном случае в моделях цены. Вместе с тем коэффициенты модели цены 2-комнатных квартир для Москвы и Новосибирска довольно близки.

Вероятнее всего, причина расхождений – небольшие объемы выборок, использованные в работе [4]. При значительном разбросе цен, характерном для вторичного рынка жилья, малые выборки зачастую оказываются непредставительными. По-видимому, результаты оценки для квартир с 1, 3 и 4 комнатами в работе [4] говорят не столько о каких-то действительных свойствах цен, сколько о случайных свойствах конкретных выборок. Так, при 50 наблюдениях для 4-комнатных квартир число исходных объясняющих переменных составляет 8 или 9, т.е. на одну переменную приходится лишь 5–6 наблюдений, поэтому неудивительно, что значимой оказалась только одна из них – общая площадь. И лишь для 2-комнатных квартир объем выборки, похоже, оказался на грани представительности.

\* \* \*

Полученные модели цены квартиры на вторичном рынке жилья согласуются с теоретическими представлениями и в то же время демонстрируют некоторые неочевидные свойства (отрицательную связь между ценой и количеством комнат). С практической точки зрения такие модели могут быть применимы для предварительной, грубой оценки конкретных квартир. Вместе с тем остается открытым вопрос о стабильности параметров формул цены. С одной стороны, как часть результатов прямого

тестирования, так и сопоставление с параметрами формул цены для Москвы говорит в пользу такой стабильности, но, с другой стороны, то же прямое тестирование устойчивости коэффициентов модели (2) дает и свидетельства противоположного свойства. Поэтому необходимо изучить динамику поведения модели цены на более длительном временном интервале.

### Литература

1. **Маддала Г.С., Тода Я., Ноздрин Н.** Анализ аукционных цен на квартиры в Москве// Вопросы экономики, 1993, № 7.
2. **Каганова О., Мальгин А.** Что происходит на жилищном рынке Санкт-Петербурга// Вопросы экономики, 1994, № 10.
3. **Магнус Я.Р., Катышев П.К., Пересецкий А.А.** Основы эконометрики. – М.: Дело, 1997.
4. **Мхитарян В.С., Кабаева Е.В.** Анализ данных рынка жилой недвижимости в г. Москве// Вопросы статистики, 1999, № 3.
5. Ипотечное кредитование жилья в США// Экономика и организация промышленного производства, 1992, № 11.
6. **Калянина Л.** Хаты с краю дорожают// Эксперт, 1998, № 8.
7. **Кабаева Е.В.** Статистический анализ конъюнктуры рынка жилья в России: Автореф. дис. ... канд. экон. наук. – М., 1998.
8. **Zarembka P.** Functional Form in the Demand for Money// Journal of the American Statistical Association, 1968.