

К.П.Глуценко,
кандидат экономических наук
А.В.Баталева

ФАКТОРНЫЙ АНАЛИЗ ЦЕН НА ВТОРИЧНОМ РЫНКЕ ЖИЛЬЯ НОВОСИБИРСКА

Жилье представляет собой многофункциональное социально-экономическое благо, удовлетворяющее комплекс различных потребностей. При этом оно характеризуется существенной неоднородностью по качественным параметрам, отражающим разные стороны его полезности. Жилищные единицы (дома и квартиры) различаются по размерам, местоположению, конструктивным особенностям и т.д. Поэтому важным аспектом исследования рынка жилья является анализ роли параметров качества в ценообразовании.

При проведении такого факторного анализа мы исходили из тривиального предположения о том, что любое многофункциональное благо обладает набором стандартных полезностных характеристик, соотношение которых для различных единиц этого блага строго индивидуально. При этом каждая из полезностных характеристик, в соответствии с интенсивностью ее проявления у той или иной единицы, служит фактором формирования рыночной цены последней. Таким образом, применительно к рынку жилья задача факторного анализа состоит в моделировании зависимости рыночной цены квартиры от параметров ее качества.

Факторный анализ цен на вторичном рынке жилья Новосибирска нами был проведен с использованием следующей мультипликативной модели:

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

где P – цена квартиры (цена предложения), тыс. руб.; X_i – объясняющие переменные (полезностные характеристики); β_i – структурные коэффициенты; e^ε – 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 фактических характеристик оцениваемой квартиры от эталонных. Другими словами, неявные цены гедонистических характеристик выражаются в долях (процентах) цены эталонной квартиры.

С точки зрения практического применения мультипликативная модель обладает важным достоинством: простотой учета инфляции. Логично предположить, что продавцы квартир оценивают процентный вклад каждой из полезностных характеристик независимо 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' : $P_0' = \bar{P} / Q(\bar{X}_1, \dots, \bar{X}_n)$. В случае же аддитивной модели при изменении уровня цен ее необходимо оценивать заново.

Кроме этих содержательных соображений, аргументом в пользу выбора мультипликативной модели (1) послужило ее сравнение с аддитивной моделью с помощью теста Зарембки (*Zarembka P. Functional Form in the Demand for Money // Journal of the American Statistical Association. 1968. V. 63, № 63*). 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.

Рассматриваемая мультипликативная модель может быть конкретизирована в следующей логарифмической форме:

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

Модель (2) содержит 17 факторных признаков. Три из них – относительные общая площадь квартиры ($R_{\text{общ}}$), жилая площадь ($R_{\text{жил}}$) и площадь кухни ($R_{\text{кух}}$) – непрерывные, нормированные на соответствующие площади эталонной квартиры. Когда за эталонную принята однокомнатная квартира (другие случаи позже будут оговорены), то $R_{\text{общ}} = S_{\text{общ}}/30$; $R_{\text{жил}} = S_{\text{жил}}/17$; $R_{\text{кух}} = S_{\text{кух}}/6$, где S – абсолютная площадь (кв. м). 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 двухкомнатных квартир, $K_3 = 1$ – для трехкомнатных, $K_4 = 1$ – для четырехкомнатных. Как видим, переменная для однокомнатных квартир отсутствует, таким образом, коэффициенты при K_2 – K_4 характеризуют изменение цены относительно цены однокомнатной 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 6 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 однокомнатных квартир эта переменная все-

гда равна 0); $X_{\text{пг}} = 1$ – для полногабаритных квартир.

Итак, в модели (2) эталонной служит однокомнатная, неполногабаритная квартира в отдаленной зоне, общей площадью 30 кв. м и жилой площадью 17 кв. м, с кухней в 6 кв. м, 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 β_0, \dots, β_n инвариантны относительно такого нормирования, оно изменяет только константу регрессии $\ln P_0$. Из модели цены квартиры (2) очень просто получить модель цены 1 кв. м общей площади – весьма распространенной обобщающей характеристики конъюнктуры на рынке жилья. Отличия будут состоять лишь в том, что коэффициент β_1 меняется на $\beta_1 = \beta'_1 - 1$, а константа $\ln P_0$ – на $\ln P'_0 = \ln(P_0/30)$, и не требуется даже отдельной оценки параметров такой модели.

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 трети до половины общего предложения на вторичном рынке жилья Новосибирска. Анализ проводился по квартирам, выставленным на продажу с начала января по середину марта 1999 г. Нас интересовало типовое жилье, поэтому из исходной совокупности были исключены как низкокачественные квартиры (в одно-трехэтажных домах, основная часть которых – деревянные и шлакоблочные), так и высококачественные (элитные, а также имеющие 5 комнат и более). Объем результирующей выборки составил около 9,5 тыс. наблюдений, однако часть их не содержала всех используемых в регрессиях характеристик квартир, поэтому фактически в расчетах использовано 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 $\ln P_0$ в табл. 1 приведены также абсолютные значения цен эталонных квартир P_0 .

В табл. 1–3 в скобках указаны стандартные отклонения; *, **, *** соответствуют значимости на уровне 1; 5 и 10%; прочерк указывает на статистически незначимые (на 10-процентном уровне) коэффициенты, крестик – что 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.

Как в общей, так и во всех частных моделях эластичности цены по общей площади, жилой площади и площади кухни (β_1 , β_2 , β_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 квадратный метр будет стоить все меньше и меньше. Таким образом, поведение цены жилья соответствует закону убывающей предельной полезности. Это служит дополнительным аргументом в пользу выбора мультипликативной модели: аддитивная модель такого эффекта учесть не может, поскольку в ней коэффициент при площади представляет собой цену 1 кв. м, не зависящую от величины площади.

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%. Данное свойство наблюдается и в частных моделях, за исключением двух: для центральных районов и для четырехкомнатных квартир.

Любопытна зависимость цены от количества комнат в квартире: все коэффициенты при переменных K_2 – K_4 отрицательны. Это означает, что двухкомнатная квартира стоит дешевле (в общей модели – на 13,8%), чем однокомнатная с такими же характеристиками, в том числе общей и жилой площадью, а трех- или четырехкомнатная – еще дешевле. Иными словами, средняя цена 1 кв. м общей площади однокомнатных квартир выше, чем двухкомнатных (согласно общей модели, двухкомнатная квартира будет равна по стоимости аналогичной однокомнатной при площади, большей на 22%), а в двухкомнатных 1 кв. м дороже, чем в квартирах с 3 и 4 комнатами. Различие цен трех- и четырехкомнатных 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 четырех-пятиэтажном доме); если все комнаты в квартире изолированы, 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 этаже, 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%, хотя 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 однокомнатных – 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 однокомнатные

Таблица 1

Результаты оценки модели

Переменная	Коэффициент								
	Общая модель	Зоны				Типы квартир			
		центр и прилегающие	по линии метро	средней отдаленности	отдаленная	однокомнатные	двухкомнатные	трехкомнатные	четырёхкомнатные
$\ln R_{\text{общ}}$	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)	х	х	х	х
K_3	-0,173* (0,025)	—	—	—	-0,183* (0,032)	х	х	х	х
K_4	-0,168* (0,033)	—	—	—	-0,173* (0,041)	х	х	х	х
Z_1	0,353* (0,015)	х	х	х	х	0,298* (0,024)	0,315* (0,021)	0,400* (0,031)	0,472* (0,059)
Z_2	0,263* (0,021)	х	х	х	х	0,235* (0,036)	0,251* (0,031)	0,249* (0,045)	0,338* (0,085)
Z_3	0,178* (0,009)	х	х	х	х	0,141* (0,014)	0,153* (0,011)	0,228* (0,019)	0,166* (0,052)
Z_4	0,014** (0,007)	х	х	х	х	—	—	—	—
$X_{\text{кирп}}$	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)	—
$X_{\text{эт}}$	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)
$X_{\text{из}}$	0,058* (0,007)	0,133* (0,035)	0,129* (0,023)	0,030** (0,013)	0,046* (0,009)	х	0,023** (0,010)	0,053* (0,013)	—
$X_{\text{пр}}$	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
σ (€)	0,229	0,267	0,241	0,180	0,229	0,185	0,202	0,267	0,273

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 β_1 в соответствующих мо-

делях: 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 однокомнатных оказалось статистически незна-

чимым. Это означает, что в соответствующих зонах зависимость цены таких квартир от различных характеристик можно принять такой же, как и для однокомнатных 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 (за исключением 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 состоятельность покупателей, более требовательных к качественной стороне жилья.

В моделях для отдельных типов квартир за эталонные приняты квартиры соответствующего типа. Для однокомнатных всех характеристики те же, что указаны в предыдущем разделе, для остальных имеются отличия в площадях:

для двухкомнатной квартиры $S_{\text{общ}} = 44 \text{ м}^2$, $S_{\text{жил}} = 28 \text{ м}^2$, $S_{\text{кух}} = 6 \text{ м}^2$;

для трехкомнатной $S_{\text{общ}} = 60 \text{ м}^2$, $S_{\text{жил}} = 42 \text{ м}^2$, $S_{\text{кух}} = 7 \text{ м}^2$;

для четырехкомнатной $S_{\text{общ}} = 72 \text{ м}^2$, $S_{\text{жил}} = 52 \text{ м}^2$, $S_{\text{кух}} = 7 \text{ м}^2$.

Отсутствие балкона не оказывает статистически значимого влияния на цену квартиры, за исключением однокомнатных. Незначимым оказалось и различие в ценах квартир, расположенных в зоне средней отдаленности и на окраинах (по той же причине, которая обсуждалась выше). Особое положение занимают четырехкомнатные квартиры: для них ниже эластичность цены по общей площади, но выше – по жилой и по площади кухни; наиболее быстро растет цена по мере приближения к центру. Здесь проявляется тот же эффект, что и в сегменте квартир в центральных зонах: квартиры с большим числом комнат рассчитаны в основном на состоятельных покупателей.

Тип планировки квартиры в значительной степени определяет соотношение меж-

ду 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 и более этажами дороже (во всех моделях), связано лишь с отсутствием в них квартир с особо неудобной планировкой, характерной для четырех-пятиэтажных 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 лишь примерно 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 (которые вряд ли можно спутать с другими) и остальные. По сходным причинам не были использованы и другие характеристики квартир, имевшиеся в исходных данных.

Одна из характеристик, довольно полно представленная, первоначально входила в модель. Это – тип санузла: совмещенный или отдельный. Однако соответствующая переменная в большинстве случаев либо оказывалась незначимой, либо имела аномальное отрицательное значение коэффициента, говоря об уменьшении цены квартиры в случае отдельного 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. постоянстве коэффициентов $\beta_1 - \beta_{17}$) во времени. Исходная выборка была разбита на три, включающие квартиры, выставленные на продажу в январе, феврале и в марте, и тестировалось совпадение коэффициентов модели при переходе от месяца к месяцу. Результаты оценки модели на данных за январь и за февраль можно признать

совпадающими на 10-процентном уровне значимости, однако гипотеза о равенстве коэффициентов регрессий по февральской и мартовской подвыборкам должна быть отвергнута. Связано ли это с какими-то случайными факторами или закономерно, сказать нельзя, для этого нужно продолжить анализ на последующие периоды.

Интересно сравнить результаты, полученные для других городов, с теми, которые дают расчеты по Новосибирску. Из числа известных нам публикаций можно использовать только работы В.Каргина и А.Онацкого (см.: Магнус Я.Р., Катыхов П.К., Пересецкий А.А. Основы эконометрики. М.: Дело, 1997. С. 60–62, 73–74, 105–107, 114–115), а также В.Мхитаряна и Е.Кабаевой (Мхитарян В.С., Кабаева Е.В. Анализ данных рынка жилой недвижимости в г. Москве // Вопросы статистики. 1999. № 3). Однако непосредственно сравнивать результаты наших расчетов из табл. 1 с данными, приведенными в этих работах, невозможно из-за различия форм моделей. Поэтому для целей сравнения модель (2) была подвергнута определенным модификациям.

Модель цены квартиры В.Каргина и А.Онацкого в наших обозначениях и с некоторыми преобразованиями, сближающими ее с моделью (2), имеет следующий вид:

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

Ее 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 однокомнатных квартир K_1 (таким образом, отсчет цен ведется от квартир с 5 и более комнатами). Переменная $X_{\text{эт}}$ в формуле (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. Данная модель оценивалась по 464 наблюдениям, относящимся к 1996 г.; цены квартир даются, как принято в Москве, в долларах.

Для получения сопоставимых результатов для Новосибирска модель (2) была изменена соответствующим образом, 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 (ясно, что даже при одинаковом зонировании 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 пятикомнатные квартиры. Цены же по-прежнему измерялись в рублях; легко видеть, что выбор единицы измерения цен влияет только на свободный член регрессии α_0 .

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

Как видно, качественно поведение цены в обоих городах совпадает, при этом оно такое же, какое давала модель (2): 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 двух- к трехкомнатным 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-процентном уровне значимости не отвергается гипотеза

Параметры модели цены квартиры для Москвы и Новосибирска

Переменная	Коэффициент	
	Москва	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)
$X_{\text{п/п}}$	-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
\bar{R}^2	0,889	0,678
$\sigma(\epsilon)$	0,201	0,240

о совпадении каждой пары коэффициентов («московского» и «новосибирского»). Таким образом, и в Москве, и в Новосибирске оценка продавцами жилья вклада каждой из учтенных в данном случае гедонистических характеристик в цену квартиры весьма схожа (что не очень согласуется с тезисом об «опережающем» уровне развития московского рынка жилья).

Обратимся теперь к результатам, полученным В.Мхитаряном и Е.Кабаевой. Модель цены квартиры в этой работе (также в наших обозначениях и несколько преобразованная) имеет следующий вид:

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

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 (γ_1), если дом панельный, и другую ($\gamma_1 + \gamma_2$) – если кирпичный. Обосновывается это тем, что материал стен дома влияет в процентном отношении на стоимость 1 кв. м общей площади. Однако спецификация модели (2) сама по себе обеспечивает отражение такого влияния; а вот почему от материала стен должна зависеть эластичность цены по общей площади, остается неясным. Модель (4) оценивалась для каждого типа квартир отдельно по данным на 11–17 июня 1997 г. (цены квартир – в долларах).

Для получения сопоставимых результатов модель (2) была приведена к виду, близ-

кому к модели (4) – опять же за исключением способа учета местоположения. В тексте рассматриваемой работы при перечислении переменных фигурирует еще жилая площадь, однако в формальной записи моделей она отсутствует. Это же имеет место и для переменной $X_{балк}$, но в тексте отмечено, что 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.Мхитарян и Е.Кабаева приводят только значения t -статистик коэффициентов, однако для единообразного представления мы рассчитали по ним стандартные ошибки оценок коэффициентов и уровни значимости.

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 однокомнатных квартир влияние общей площади на цену в Москве очень слабое (на два порядка меньше, чем в Новосибирске), но весьма велика

чувствительность цены к изменению площади кухни (для Новосибирска вообще незначимая). Для трех- и четырехкомнатных 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 двухкомнатных квартир для Москвы и Новосибирска довольно близки.

Вероятнее всего, причина расхождений в небольших объемах выборок, использованных В.Мхитаряном и Е.Кабаевой. 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 таких случаях говорят не столько о каких-то действительных свойствах цен, сколько о случайных свойствах конкретных выборок. Так, при 50 наблюдениях для четырехкомнатных квартир число исходных объясняющих переменных составляет 8 или 9, т.е. на одну переменную приходится лишь 5–6 наблюдений.

Т а б л и ц а 3

Параметры моделей цен квартир отдельных типов для Москвы и Новосибирска

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

Не удивительно, что значимой оказалась только одна из них – общая площадь. И лишь для двухкомнатных 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 свидетельства противоположного свойства. Поэтому необходимо изучить динамику поведения модели цены на более длительном временном интервале.