

ЖИЛИЩНОЕ НЕРАВЕНСТВО РОССИЙСКИХ ДОМАШНИХ ХОЗЯЙСТВ: ЕСТЕСТВЕННЫЙ ПУТЬ К СЕГРЕГАЦИИ*

Постановка задачи. В российской и зарубежной научной литературе существует множество исследований, посвященных доходному неравенству домашних хозяйств. Одним из основных и наиболее часто используемых индикаторов диспропорции домашних хозяйств по размеру располагаемого дохода традиционно является индекс Джини. На самом деле, значения доходного индекса Джини сами по себе мало что говорят о состоянии экономики и диспаритете домашних хозяйств. Например, доходный индекс Джини в США выше, чем в России, но при этом значительное число российских граждан не отказались бы получить Green Card, поскольку средний уровень доходов в США значительно выше.

Доходное неравенство можно рассматривать как надстройку, камуфлирующую более важное социально-экономическое явление – жилищное неравенство. При прочих равных условиях для домашнего хозяйства потребность в жилье является более актуальной, чем потребность в денежных средствах. Именно этим обстоятельством обуславливается более высокая значимость жилищного неравенства для благополучного развития территорий. В регионах, городах, городских районах уровень жилищной дифференциации становится критерием сегрегационного проживания населения с образованием богатых и бедных кварталов, комфортных элитных городов и неблагополучных криминогенных поселений. Это неизбежная реальность рыночной экономики. Для минимизации негативных социальных эффектов необходимо оценивать уровень жилищного неравенства, следить за его динамикой и при необходимости принимать меры по корректировке.

Если уровень жилищной обеспеченности семей во многом определяется размером располагаемых доходов, то насколько сильна эта связь? И, более того, существует ли обратная зависимость «жилищное неравенство – доходная дифференциация», позволяющая на определенном этапе естественным образом притормозить дивергенцию социальных групп? Поиску ответов на поставленные вопросы и посвящено данное исследование.

Взаимное влияние жилищного и доходного неравенства: федеральный уровень

В рамках данного раздела с помощью аппарата эконометрического моделирования мы попробуем определить характер и степень взаимного влияния доходного неравенства и жилищной дифференциации. Эта работа позволит выявить наличие и характер прямых и обратных связей между доходным и жилищным неравенством. В инструментальном плане значения жилищной дифференциации будут оценены по методике индекса Джини. Данный подход был успешно апробирован в работе [1].

Оценка влияния доходного неравенства на уровень жилищной дифференциации. В общем, перечень параметров, которые определяют уровень жилищного неравенства домашних хозяйств, достаточно широк. Среди них доходы населения и уровень цен на жилье, размер жилищного фонда и строительная активность, условия ипотечного кредитования и государственная жилищная политика.

Учитывая многофакторный характер жилищного неравенства, мы фокусируемся только на одном, на наш взгляд, наиболее важном факторе – доходная

* Работа выполнена при финансовой поддержке Российского гуманитарного научного фонда (проект №08-02-00065а).

дифференциация. Этот параметр косвенно учитывает многие социально-экономические характеристики, а также институциональные условия и параметры, детерминирующие степень жилищного неравенства домашних хозяйств.

В табл. 1 представлены значения доходного и жилищного неравенства в России за 2003-2007 гг. Для оценки жилищного индекса Джини были использованы данные о распределении домашних хозяйств по площади жилых помещений, приходящейся в среднем на одного проживающего. Данная информация стала объектом статистического наблюдения с 2003 года.

Таблица 1 – Исходные данные для моделирования

Год	Жилищный индекс Джини, ед.	Доходный индекс Джини, ед.
2003	0,077	0,403
2004	0,079	0,409
2005	0,079	0,409
2006	0,076	0,416
2007	0,092	0,422

Источник: рассчитано по данным [2].

Проведенные экспериментальные расчеты позволили установить экспоненциальный вид эконометрической зависимости жилищного неравенства от доходного диспаритета домашних хозяйств:

$$G_H = w \cdot e^{aG_I + bG_I^2} \quad (1)$$

где G_H – жилищный индекс Джини; G_I – доходный индекс Джини; a , b , w – числовые коэффициенты.

Ниже представлен линеаризованный вариант уравнения (1), где под числовыми коэффициентами в круглых скобках приведены значения t-статистик; R^2 – коэффициент детерминации; F – значение F-статистики; DW – значение коэффициента Дарбина-Уотсона.

$$\ln(G_H) = -19,68G_I + 32,91G_I^2 \quad (2)$$

(-4,76) (3,28)

$R^2=0,99$; $F=4304$; $DW=2,52$; $a=-19,68$; $b=32,91$; $w=1$.

Необходимо обратить внимание на значение числового коэффициента $w=1$, которое показывает, что константа $\ln(w)$ в уравнении (2) равна 0. Это означает, что $G_H=1$ при $G_I=0$, то есть отсутствие доходного неравенства генерирует максимальное значение жилищной дифференциации. Надо сказать, что оба случая – вырожденные, однако данную ситуацию можно интерпретировать следующим образом. Отсутствие доходной дифференциации характерно для нерыночных экономик, в которых собственность, в том числе, и на жилье, принадлежит государству, что в определенной степени было характерно для Советского Союза. Мы же рассматриваем рыночную экономику, когда львиная доля жилищного фонда (в России - порядка 80%) находится в частной собственности. Представленные рассуждения свидетельствуют об аналитической корректности функции (2).

В целом, статистические характеристики регрессионного уравнения (2) проходят основные статистические тесты, значения коэффициентов a и b являются значимыми на доверительном интервале 95%, и, таким образом, модель (2) может быть использована в дальнейшем анализе.

Аналитический вид эконометрической зависимости (1) позволяет оценить точку минимума G_I^* , где $G_I^* = -a/(2b)$. В точке $G_I^*=0,299$ (или 29,9%) значение жилищного неравенства принимает минимальное «естественное» значение $G_H^{MIN}=0,053$; или 5,3%.

На рис. 1 показана графическая интерпретация зависимости (2) для $0 < G_I < 0,6$, когда на границах обозначенного интервала значение жилищного неравенства

достигает максимума – 100%. Гипотетически, правая ветвь параболы может быть продолжена, поскольку область значений G_I не лимитируется интервалом от 0 до 0,6; однако это лишено смысла с точки зрения величины G_H при $G_I > 0,6$.

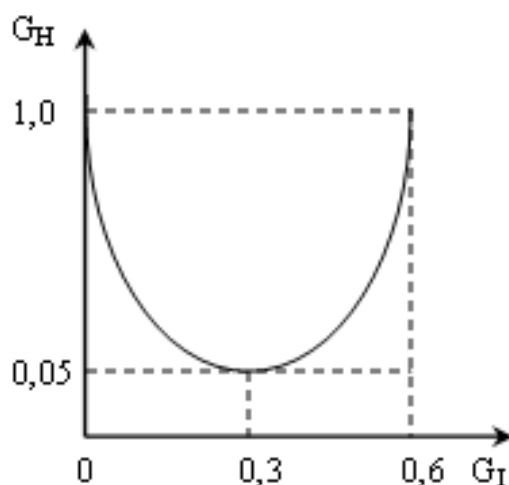


Рисунок 1 – Зависимость жилищного неравенства домашних хозяйств (G_H) от их доходной дифференциации (G_I)

Фактически, анализируемые значения точек G_I и G_H расположены на правой ветви графика, в зоне экспоненциального роста значений жилищного индекса Джини от уровня доходной дифференциации домашних хозяйств.

Дополнительную информацию о степени влияния доходного неравенства на жилищную дифференциацию дают значения эластичности G_H по G_I :

$$E_H^I = \frac{dG_H}{dG_I} \cdot \frac{G_I}{G_H} = aG_I + 2bG_I^2 \quad (3)$$

где E_H^I - эластичность жилищного неравенства по изменению доходной дифференциации; остальные обозначения прежние. Результаты расчетов по формуле (3) представлены в табл. 2.

Таблица 2 – Степень чувствительности жилищного неравенства к изменению доходной дифференциации.

Год	2003	2004	2005	2006	2007
Значение эластичности E_H^I	2,76	2,96	2,96	3,20	3,42

Расчетные значения эластичности E_H^I свидетельствуют о высокой чувствительности жилищного неравенства к уровню доходного неравенства. Соответственно, индекс концентрации доходов среди групп населения является одним из основных объектов управления, если стоит задача изменить жилищное неравенство.

Итак, мы установили положительную прямую связь «доходное – жилищное» неравенство. Теперь перейдем к изучению их обратной связи.

Оценка влияния жилищного неравенства на уровень доходной дифференциации является, по сути, обратной задачей, в рамках которой исследуется механизм обратной связи «неравенство по жилью – неравенство в доходах». Логично предположить, что существует некоторый максимальный предел жилищной дифференциации (порог социальной терпимости), при превышении которого запускаются механизмы, снижающие уровень концентрации доходов. В реальной жизни эти процессы связаны с массовым перераспределением доходов как с активным

участием государства, так и без такового. Ниже данная гипотеза будет проверена с использованием эконометрического моделирования.

В соответствии с поставленной задачей необходимо найти статистически значимую спецификацию функции $G_I = f(G_H)$. Проведенные варианты расчеты позволили определить следующий аналитический вид эконометрической зависимости доходного неравенства от жилищного диспаритета (все обозначения прежние):

$$G_I = w + aG_H + bG_H^2 \quad (4)$$

По результатам расчетов были получены следующие числовые коэффициенты регрессионного уравнения (4), а также соответствующие статистические характеристики модели:

$$G_I = 9,06 G_H - 48,70 G_H^2 \quad (5)$$

(19,25) (-8,44)

$$R^2=0,99; F=10034; DW=1,56; a=9,06; b=-48,70; w=0.$$

Необходимо отметить, что как и в функции (2) значение свободного остатка в регрессии (5) равно нулю. Аналитически, это означает, что при отсутствующей жилищной дифференциации домашних хозяйств доходное неравенство также будет нивелировано. Условно данный случай можно отнести к феномену «всеобщего благоденствия». Таким образом, спецификация (5) аналитически корректна. Числовые коэффициенты a и b статистически значимы на доверительном уровне 99%. Статистические характеристики модели (5) удовлетворяют основным статистическим тестам, а сама модель может быть пригодна для дальнейшего анализа.

Эконометрическая модель (5) позволяет оценить точку максимума G_H^* : $G_H^* = -a/(2b) = 0,093$. В этой точке значение доходной дифференциации домашних хозяйств максимизируется на уровне $G_I^{MAX} = 0,421$, или 42,1%. На рис. 2 показан график функции (5) для $G_H \in [0; 0,186]$. На границах обозначенного интервала значение доходного неравенства принимает нулевое значение.

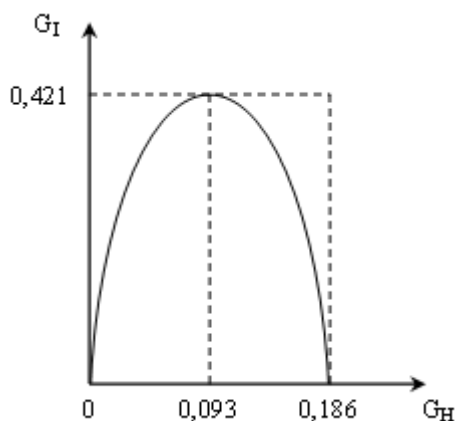


Рисунок 2 – Зависимость доходного неравенства домашних хозяйств (G_I) от их жилищной дифференциации (G_H)

Оцененная точка максимума G_H^* является искомым уровнем социальной терпимости к жилищному неравенству, при превышении которого уровень концентрации доходов по группам населения начинает снижаться. С точки зрения социальной стабильности, вершина параболы с координатами (0,093; 0,421) является неустойчивым равновесием социальной системы (рис. 2). Угрозу представляет нарушение равновесия и движение по правой ветви параболы, когда увеличение жилищной концентрации сопровождается снижением доходного индекса Джини. В рамках данного сценария развития событий возможны различные механизмы снижения доходной дифференциации домашних хозяйств как с активным участием государства,

так и без него. При этом важно подчеркнуть, что в 2007 году фактические значения доходного и жилищного индексов Джини в экономике России представляли как раз неустойчивое равновесие (табл. 1).

Определим значения эластичности доходного неравенства по изменению жилищного индекса Джини:

$$E_I^H = \frac{dG_I}{dG_H} \cdot \frac{G_H}{G_I} = \frac{a + 2bG_H}{a + bG_H} \quad (6)$$

где E_I^H - эластичность доходного неравенства по изменению жилищной дифференциации; остальные обозначения прежние. Результаты расчетов по формуле (6) представлены в табл. 3.

Таблица 3 – Степень чувствительности доходного неравенства к изменению жилищной дифференциации.

Год	2003	2004	2005	2006	2007
Значение эластичности E_I^H	0,29	0,26	0,27	0,31	0,03

По сравнению со значениями эластичности E_H^I , чувствительность доходного неравенства к изменению жилищного неравенства на порядок ниже. Возможно, именно это обстоятельство в настоящее время спасает Россию от социальных волнений по поводу высокой жилищной дифференциации, вызванной высоким уровнем концентрации доходов. Кроме того, большое значение имеет доходное и жилищное неравенство в региональном аспекте. В частности, пространственная неоднородность уровня жилищной дифференциации может амортизировать негативные тенденции, установленные для макроуровня.

В следующем разделе данной работы мы рассмотрим жилищное неравенство в субъектах Российской Федерации и проследим динамику роста территорий с избыточной жилищной дифференциацией.

Жилищное неравенство в регионах: потенциальные очаги «социального сопротивления»

Оценить значения жилищного индекса Джини для российских регионов по методике, которая была использована в [1], не представляется возможным, так как официальная статистика не предоставляет информацию о распределении жилищного фонда по доходным группам населения в региональном аспекте. В этой связи для оценки уровня жилищного неравенства в субъектах РФ мы воспользуемся формулой (2). Подставив в нее фактические значения доходного индекса Джини, которые для регионов оцениваются Росстатом, получаем совокупность региональных жилищных индексов Джини. В табл. 4 представлены результаты расчетов G_H по регионам России за 2005-2007 гг.

Таблица 4 – Расчетные значения жилищного индекса Джини по регионам России, 2005-2007 гг.

Регион	Округ	2005	2006	2007
Белгородская область	ЦФО	0,059	0,061	0,068
Брянская область		0,058	0,060	0,063
Владимирская область		0,053	0,053	0,056
Воронежская область		0,070	0,075	0,080
Ивановская область		0,053	0,054	0,055
Калужская область		0,055	0,058	0,064
Костромская область		0,056	0,059	0,060

Регион	Округ	2005	2006	2007	
Курская область		0,057	0,058	0,063	
Липецкая область		0,060	0,063	0,066	
Московская область		0,060	0,063	0,076	
Орловская область		0,063	0,065	0,071	
Рязанская область		0,055	0,058	0,060	
Смоленская область		0,057	0,057	0,061	
Тамбовская область		0,062	0,065	0,071	
Тверская область		0,054	0,056	0,056	
Тульская область		0,053	0,055	0,058	
Ярославская область		0,062	0,065	0,065	
г. Москва		0,560	0,541	0,471	
Республика Карелия		СЗФО	0,055	0,058	0,059
Республика Коми			0,090	0,090	0,094
Архангельская область	0,061		0,061	0,063	
Ненецкий автономный округ	0,082		0,101	0,124	
Вологодская область	0,061		0,062	0,067	
Калининградская область	0,055		0,058	0,067	
Ленинградская область	0,057		0,060	0,067	
Мурманская область	0,063		0,064	0,069	
Новгородская область	0,059		0,066	0,064	
Псковская область	0,056		0,058	0,061	
г. Санкт-Петербург	0,091		0,094	0,107	
Республика Адыгея	ЮФО		0,056	0,055	0,058
Республика Дагестан			0,065	0,067	0,065
Республика Ингушетия		0,054	0,056	0,056	
Кабардино-Балкарская Республика		0,056	0,058	0,061	
Республика Калмыкия		0,061	0,061	0,063	
Карачаево-Черкесская Республика		0,058	0,060	0,062	
Республика Северная Осетия - Алания		0,060	0,058	0,063	
Краснодарский край		0,068	0,071	0,080	
Ставропольский край		0,062	0,065	0,069	
Астраханская область		0,063	0,067	0,071	
Волгоградская область		0,063	0,065	0,062	
Ростовская область		0,068	0,068	0,072	
Республика Башкортостан		ПФО	0,076	0,081	0,092
Республика Марий Эл	0,059		0,061	0,067	
Республика Мордовия	0,055		0,056	0,059	
Республика Татарстан	0,070		0,074	0,079	
Удмуртская Республика	0,054		0,056	0,058	
Чувашская Республика	0,055		0,057	0,058	
Пермский край	0,085		0,092	0,096	
Кировская область	0,054		0,055	0,058	
Нижегородская область	0,057		0,060	0,068	
Оренбургская область	0,059		0,062	0,064	
Пензенская область	0,054		0,056	0,060	
Самарская область	0,100		0,100	0,114	
Саратовская область	0,058		0,060	0,061	
Ульяновская область	0,062	0,064	0,070		
Курганская область	УФО	0,066	0,070	0,076	
Свердловская область		0,076	0,082	0,096	
Тюменская область		0,113	0,117	0,128	
Ханты-Мансийский авт.округ - Югра		0,091	0,092	0,099	
Ямало-Ненецкий автономный округ		0,093	0,098	0,106	
Челябинская область		0,063	0,067	0,072	
Республика Алтай	СФО	0,054	0,054	0,057	
Республика Бурятия		0,071	0,072	0,073	
Республика Тыва		0,059	0,060	0,060	
Республика Хакасия		0,056	0,058	0,063	
Алтайский край		0,062	0,063	0,064	

Регион	Округ	2005	2006	2007
Красноярский край	ДФО	0,074	0,079	0,095
Таймырский (Долгано-Ненецкий) авт.округ		0,057	0,057	Нет данных
Эвенкийский автономный округ		0,056	0,060	Нет данных
Иркутская область		0,077	0,080	0,084
Усть-Ордынский Бурятский авт.округ		0,054	0,057	0,057
Кемеровская область		0,071	0,075	0,079
Новосибирская область		0,067	0,069	0,076
Омская область		0,071	0,071	0,079
Томская область		0,067	0,071	0,076
Читинская область		0,064	0,066	0,069
Агинский Бурятский авт.округ		0,065	0,068	0,071
Республика Саха (Якутия)		0,069	0,070	0,074
Приморский край		0,060	0,061	0,064
Хабаровский край		0,065	0,070	0,065
Амурская область		0,056	0,055	0,074
Камчатская область		0,057	0,058	0,060
Корякский автономный округ		0,055	0,056	Нет данных
Магаданская область		0,066	0,067	0,074
Сахалинская область		0,067	0,072	0,080
Еврейская автономная область		0,058	0,061	0,061
Чукотский автономный округ	0,058	0,071	0,072	

Источник: рассчитано по данным [3].

Информация табл. 5 позволяет сделать следующие выводы.

Во-первых, уровень жилищной дифференциации в регионах имеет порядковые различия. Например, в 2005 году минимальное значение G_H было отмечено в Ивановской, Владимирской и Тульской областях (0,053), а максимальное в Москве – 0,56. В целом, подобная ситуация была характерна и для 2006-2007 гг.

Во-вторых, в 2005-2007 гг. жилищное неравенство домашних хозяйств по регионам увеличивалась, за исключением Москвы, где значение жилищного индекса Джини было беспрецедентно высоким и снизилось с 0,56 до 0,47. В то же время величина роста жилищной дифференциации по регионам была неодинаковой. Максимальный прирост G_H за 2005-2007 гг. был отмечен в Ненецком автономном округе: +0,042.

В-третьих, сравнение фактических значений жилищного неравенства в регионах с величиной G_H^* позволило установить двукратный прирост доли населения регионов (с 12,2% до 24,4%), в которых был превышен предел социальной терпимости относительно уровня жилищной дифференциации: $G_H^{fact} > G_H^*$ (табл. 5).

Таблица 5 – Масштаб охвата регионов России избыточным жилищным неравенством домашних хозяйств.

Параметр	2005	2006	2007
Число регионов, ед.	3*	6*	11*
Доля населения, %	12,2	15,6	24,4
Доля жилищного фонда, %	11,5	14,9	23,5

* В табл. 4 значения жилищного индекса Джини у соответствующих регионов выделены подсветкой.

Пролонгируя данную тенденцию, в 2009 году доля населения проживающего в условиях избыточной жилищной дифференциации составит 48,8%, а в 2011 году – 97,6%. Таким образом, если в 2005-2007 гг. еще не было критической массы людей, необходимой для инициирования отрицательной обратной связи «жилищная - доходная» дифференциация, направленной на снижение доходного неравенства

(рис. 2), то после 2009 года с высокой вероятностью ожидается наступление событий, связанных с изменением концентрации доходов, а соответственно и жилищного неравенства.

Отдельных комментариев заслуживает столица России, занимающая первое место среди регионов по величине жилищного неравенства. Несмотря на то, что жилищный индекс Джини для Москвы имеет несколько механистическую природу, лидирующие позиции мегаполиса остаются в силе. Например, в канун предвыборных кампаний или по итогам декларации государственными служащими своих доходов и имущества, нередко можно видеть такие данные, что конкретному лицу принадлежит квартира общей площадью, исчисляемой сотнями квадратных метров [4]. Иногда в собственности имеется несколько таких объектов жилой недвижимости. В то же время в городе сохраняются «коммуналки» и круг нуждающихся в улучшении жилищных условий остается значительным. Для них жилищная обеспеченность, соответствующая социальному стандарту - 18 кв.м на человека - остается мечтой.

На фоне чрезмерной жилищной дифференциации почему же в социальном плане ситуация в Москве достаточно стабильная? За счет чего блокируется отрицательная обратная связь «жилищное - доходное» неравенство? На наш взгляд, здесь задействован комплекс факторов, амортизирующих потенциально негативное социальное поведение. Во-первых, городские власти не позволяют сформироваться кварталам с концентрированным проживанием низкодоходных групп граждан, хотя жилые районы для состоятельных горожан уже обособились от остальной части города. Во-вторых, Москва всячески препятствует формированию конкурентного рынка услуг по управлению многоквартирными домами. Свободный рынок позволит не только сделать ситуацию в жилищной сфере более прозрачной и менее коррупционной, но и приведет к сегрегационному проживанию граждан, разделит город на благополучные и проблемные районы. Далее, перевес проблемных районов над благополучными станет опасен своими негативными последствиями.

В частности, одним из элементов административного сдерживания стали бюджетные субсидии, выделяемые городом собственникам квартир на содержание и ремонт жилого помещения. С одной стороны, это выступает политическим символом заботы о москвичах, а, с другой стороны, ограничивает их инициативу в вопросах управления домом и препятствует формированию конкурентного рынка услуг по управлению многоквартирными домами. Таким образом, успех реформы ЖКХ для Москвы становится политическим вызовом не только регионального, но и федерального значения.

Список использованных источников информации:

1. Гусев А.Б. Имущественная дифференциация населения: методы оценки // «Проблемы теории и практики управления», №4, 2007.
2. Российский статистический ежегодник. М., Росстат 2004, 2005, 2006, 2007, 2008.
3. Регионы России: социально-экономические показатели. М., Росстат 2006, 2007, 2008.
4. Сведения об имущественном положении и доходах членов Правительства РФ и членов их семей за период с 1 января 2008 года по 31 декабря 2008 года / www.government.ru/content/governmentactivity/insiderfgovernment/archive/2009/04/07/9550288.htm