

Анализ эволюции потребительского поведения в России за период 2000–2005 гг.¹⁾

Пеникас Г.И.

В статье анализируется эволюция структуры потребления разных слоев населения. Новизной исследования является сопоставление двух принципиально разных подходов к выделению слоев, однородных по потребительскому поведению. Если первый выделяет классы потребителей на основе социально-экономических характеристик, то второй – на основе наблюдаемой структуры потребления. Сопоставление показывает, что второй подход позволяет выделить более однородные классы потребителей. Данное различие подтверждается при исследовании структуры потребительского выбора, ее динамики и эволюции эластичности спроса на данные товары по доходу.

Введение

Вопросам эволюции потребительского поведения как индикатора уровня жизни посвящены многие работы как отдельных авторов (см. [9]), так и целых международных организаций (Всемирный банк и ОЭСР). Тем не менее любое исследование, посвященное данной теме, должно принимать во внимание два принципиальных ограничения.

Во-первых, при решении задачи разделения населения на некоторые классы возникает вопрос определения линии (уровня, границы) между разными слоями. Выбирая композитный индекс для этой цели, ученые сталкиваются с проблемой выбора между сложностью расчета показателя и адекватностью получаемого разбиения.

Во-вторых, каждое прикладное исследование уровня жизни опирается на массив исходных данных, который далеко не всегда удовлетворяет тем желаемых представлений исследователя о репрезентативности относительно генеральной совокупности. Прежде всего необходимо постоянно помнить о существующем смещении отбора, когда в выборку не попадают ни самые бедные, ни самые богатые.

Данная работа ставит целью исследовать потребительское поведение домохозяйств России за 2000–2005 гг. Для этого проводится разбиение постоянной совокуп-

¹⁾ Автор благодарен С.А. Айвазяну за активное и плодотворное научное руководство данным исследованием. Также автор благодарен Франсуа Гарду за научное руководство во время обучения в университете Париж-1. Особую благодарность хотел бы выразить Г.Г. Канторовичу и Э.Б. Ершову за важные комментарии, высказанные ими во время обсуждения предварительных результатов исследования на научных семинарах в ГУ ВШЭ.

Пеникас Г.И. – аспирант ГУ ВШЭ, магистр университетов ГУ ВШЭ и Париж-1 (Пантеон – Сорбонна).

Статья поступила в Редакцию в октябре 2008 г.

ности домохозяйств, представленных во всех шести исследуемых годах, тремя способами: путем применения двух индексов и путем использования кластер-анализа. Далее рассматривается эволюция во времени бюджетных коэффициентов, отражающих структуру потребительского поведения домохозяйств. Затем анализируется эластичность спроса по доходу в рамках однородных слоев. В итоге обобщаются преимущества и недостатки каждого из подходов.

Исходные данные

В качестве исходных данных были взяты опросы домохозяйств в рамках Russian Longitudinal Monitoring Survey (RLMS)²⁾. Опросы RLMS были начаты в 1990-х гг. Первые годы представляли собой скорее пробный сбор статистической информации, которая, будучи недостаточно репрезентативной, является ограниченно пригодной для анализа. Поскольку в 1999 г. не проводился опрос домохозяйств, автором было принято решение остановиться на рассмотрении непрерывного периода наблюдений с 2000 по 2005 гг., поскольку достаточно вероятно, что кризис 1998 г. и последовавший перерыв в 1999 г. сопровождались сменой тенденций в разных сферах экономики, в частности и в поведении потребителей.

Опрос RLMS представляет собой несбалансированную панель, т.е. с каждым годом новая часть домохозяйств входила в обследование, но часть старых – не охватывалась. Для целей формирования сбалансированной панели была построена табл. 1.

Таблица 1.

Количество домохозяйств, одновременно опрошенных в годах j и i

Год i	Год j					
	2000	2001	2002	2003	2004	2005
2000	3192					
2001	3100	3597				
2002	3034	3487	3813			
2003	2973	3382	3682	4014		
2004	2917	3297	3577	3888	4235	
2005	2917	3297	3577	3888	4235	4572

Таким образом, в первом приближении остается 2917 домохозяйств из 4572, которые присутствовали во всех шести последних годах обследования (далее будем обозначать их как «постоянная группа»).

Для рассмотрения корректности подобного выбора домохозяйств приводятся описательные статистики по ключевым переменным, обобщенные по постоянной группе и остальным домохозяйствам по состоянию на 2005 г.

Как показывает табл. 2, в постоянной группе не наблюдается существенного смещения относительно остальных, рассматриваемых домохозяйств.

²⁾ Типичную анкету опроса на английском языке для 2005 г. можно найти в Интернете: <http://www.epc.unc.edu/projects/rlms/data/questionnaires/rnhouse.pdf>

Таблица 2.
Описательные статистики постоянной и оставшейся групп населения
в 2005 г.

Переменная	Среднее значение и стандартное отклонение		
	всего	постоянная группа	оставшаяся группа
Число членов семьи	2,76	2,79	2,70
	1,42	1,41	1,43
Полезная площадь, м ²	104,96	97,63	117,90
	219,21	201,57	246,79
Жилая площадь, м ²	81,71	81,67	81,80
	210,80	207,74	216,14
Количество соток с/х земли	42,05	47,27	29,60
	299,84	344,58	144,58
Расходы на еду, всего в месяц, руб.	3571,65	3214,69	4200,81
	3134,25	2589,19	3835,16
Расходы на еду вне дома в неделю, руб.	388,12	338,57	461,20
	759,02	455,02	1054,66

После получения постоянной совокупности домохозяйств была проведена работа по удалению явно нетипичных наблюдений – выбросов. Изначально было использовано два критерия их определения:

- рассчитанный коэффициент сбережений выходил за пределы 100%³⁾;
- наблюдается существенная разница между процентилями потребления и дохода, в которых находится домохозяйство.

Так по первому критерию было отбраковано 28 домохозяйств.

Как правило, в литературе под выбросом понималось домохозяйство, которое в распределении расходов находилось минимум на 30 процентилей выше, чем в распределении по доходам, т.е. было вероятно, что респондент занижил свои доходы. В обратной же ситуации сложно утверждать, что домохозяйство является выбросом. Ведь если семья могла себе позволить приобретения, но не совершила их – это легче объяснить определенными культурными и семейными традициями и установками, чем ситуацию, когда домохозяйство приобрело то, что позволить себе не могло.

Рассмотрение распределения разницы между процентилями по расходам и по доходам для российских домохозяйств указывает на высокую неоднородность ответов домохозяйств на два данных вопроса. С одной стороны, это типичная ситуация для развивающихся экономик, где сохраняется недоверие к статистическим службам. С другой стороны, необходимо отметить, что в целом доверие к ним выросло с

³⁾ Конечно, коэффициент сбережений на уровне 100% также вызывает большие сомнения с точки практической реализуемости. Но, по крайней мере, таковой может существовать в теории.

2000 по 2005 г. Тем не менее в виду высокой неоднородности домохозяйств выбор границы на уровне 30 перцентилей удалял недопустимо большую часть наблюдений. Поэтому выбор был остановлен на определении выброса как случая, когда разница превышает 50 перцентилей.

Таблица 3.
Описательные статистики⁴⁾ постоянной группы домохозяйств в 2005 г.
(данные RLMS), руб.

	Число домохозяйств	Расход	Денежные средства		Доход*	Доля сбережений, %	
			отток	приток		по ответам респондентов	по расчетам автора
Всего	2750	9874	11515	12977	4288	2,51	2,97
		13100	18339	18057	4713	8,10	10,27
Возрастная когорта, лет							
<35	133	12986	13996	16574	4898	2,11	2,60
		13824	14288	18232	8975	7,11	10,57
35-44	368	12526	14355	14835	3869	2,17	2,49
		13590	18702	17030	3183	9,12	9,14
45-54	479	11672	14576	17243	5100	2,17	3,00
		11736	27356	24317	6321	7,03	10,90
55-64	376	10051	11563	13121	4890	3,22	2,99
		16888	17487	11872	3874	8,62	9,72
65-74	395	6327	7454	8814	3562	2,15	2,98
		8985	9794	17185	2636	6,72	9,72
>=75	999	8956	10258	11359	4032	2,73	3,17
		12776	15595	16538	4295	8,57	10,73
Размер региона							
Крупный	445	12080	13516	15799	5100	2,95	2,49
		11906	13069	15250	3427	7,44	8,69
Средний	1621	10730	12662	14041	4633	2,69	3,37
		14717	21655	20266	5429	8,57	10,49
Малый	684	6409	7494	8618	2943	1,79	2,34
		8237	10416	12654	3058	7,27	10,65
Тип населенного пункта							
Областной центр	985	11920	13460	14977	4989	2,90	3,04
		13452	15961	16060	3704	7,45	9,62
Город	766	10256	12579	14430	4747	2,40	2,91
		12860	24712	21927	6525	8,74	9,69
ПГТ	168	9704	11396	12908	3688	3,63	2,37
		22073	24530	18791	2977	9,71	8,69
Село	831	7131	8253	9281	3156	1,93	3,06
		9524	10574	15479	3762	7,82	11,73

⁴⁾ Звездочкой (*) отмечены величины, названные респондентами, остальные рассчитаны автором.

После определения выбросов в каждом году оказалось, что под эту категорию попадают 22,4% домохозяйств, что является неприемлемым. Учитывая возросшее доверие и выработавшуюся привычку ответа на вопросы RLMS, было предложено остановиться на том, что выбросами будут считаться лишь домохозяйства, удовлетворяющие сформулированным критериям только в 2005 г. Тогда выбросов получается 6%, что уже является допустимым.

В итоге по отобранным данным была построена приведенная выше табл. 3, наглядно иллюстрирующая занижение домохозяйствами величин прямых доходов, которые не только часто уступают величине общего притока денежных средств, но и величинам заявленных расходов. Данные таблицы также подчеркивают адекватность отобранных выбросов, поскольку рассчитанные и заявленные доли сбережений в среднем сравнились.

В ходе регрессионного анализа под выбросами также понимались домохозяйства с нулевым совокупным притоком денежных средств (295 наблюдений). Поскольку описательные статистики данных домохозяйств в сквозной выборке из 15 тыс. наблюдений не имели ярко выраженных отличительных особенностей, они не учитывались при расчетах, что не создавало смещения оцениваемых коэффициентов.

Методология выявления классов, однородных по уровню жизни

Классификация населения по уровню жизни была произведена тремя способами: кластер-анализом и путем применения двух индексов – меры малого дохода (MFR) и многокритериального индекса богатства-бедности (IMPR). Интересно отметить, что классификация населения по любому критерию смещена в плане двух аспектов:

- относительность⁵⁾ самого понятия бедности приводит к разным группировкам при использовании разных показателей;
- классификация населения по данным опроса нерепрезентативна, поскольку опрос не охватывает ни самых бедных, а именно бездомных, ни самых богатых, не желающих раскрывать информацию о себе из-за недоверия к сохранению конфиденциальности предоставленных данных.

Мера низкого дохода (MFR)

При расчете индекса MFR, применяемого в Канаде для оценки динамики бедности, используется медианное значение уровня доходов, скорректированного на число единиц потребления (NUC). К бедным относятся те домохозяйства, которые ежемесячно получают менее половины от медианы распределения. Тогда как к богатым относятся те, кто в месяц имеет в распоряжении сумму, превышающую медиану минимум на 50%.

Преимущество индекса состоит в простоте его расчета. Но данная унификация является одновременно его же недостатком, поскольку понятие бедности сильно зависит от социальной группы, к которой принадлежит домохозяйство.

⁵⁾ В исследовательской практике встречается использование абсолютных критериев уровня жизни, отталкивающихся от определенных корзин минимального потребления. Но сам выбор данных корзин очень неоднозначен (см., например, [9]).

Многокритериальный индекс богатства-бедности (IMPR)

Для более корректной идентификации бедности параллельно рассчитан многокритериальный индекс богатства-бедности (IMPR), который был предложен в работе [6]. Его особенность состоит в том, что он включает в себя три следующие компоненты.

1. Ненасыщение базовых потребностей.

Бедными считаются домохозяйства, доля расходов на питание в общих расходах которых минимум на треть больше, чем в среднем по референтной группе. Богатыми – те, кто тратят на треть меньше.

2. Маргинализация.

Бедными принимаются те домохозяйства, чьи совокупные расходы на треть меньше средних расходов по референтной группе. Богатыми – те, чьи расходы на треть выше.

3. Недостаточность денежных ресурсов.

Под бедными понимаются домохозяйства, которые находятся в 25 нижних процентилях распределения дохода, скорректированного на число единиц потребления. Под богатыми – те, которые находятся в 25 верхних процентилях.

Причем при расчете первых двух критериев вводится поправка на неточность измерения средних величин. С этой целью рассчитываются верхние и нижние границы от среднего референтной группы по следующей формуле:

$$(1) \quad \mu + t_{\alpha} \frac{\sigma}{n},$$

где t_{α} – статистика Стьюдента с числом степеней свободы, равным количеству домохозяйств в референтной группе и уровнем вероятности $\alpha = 5\%$, μ и σ – среднее и дисперсия по референтной группе соответственно.

Далее, индекс IMPR может принимать пять значений, которые соответствуют пяти группам по уровню бедности в зависимости от комбинации значений обозначенных трех критериев:

- бедные (111);
- квазибедные (112, 121, 211);
- квазибогатые (332, 323, 233);
- богатые (333);
- средний класс (все остальные комбинации).

В рамках текущего исследования исходно были выбраны три подобных критерия определения референтных групп: возрастная когорта, величина региона и тип населенного пункта.

Для определения возрастной когорты было рассмотрено распределение домохозяйств по возрасту респондента. Соответственно было определено шесть следующих возрастных когорт.

Таблица 4.

Распределение домохозяйств по возрастным когортам

Когорта	Возраст, лет	Доля от общего числа домохозяйств, %
1	< 35	7
2	35–44	17
3	45–54	26
4	55–64	17
5	65–74	20
6	> 75	12
Всего		100

Распределение населения по типу населенного пункта приводится ниже.

Таблица 5.

Распределение домохозяйств по типам населенного пункта

№	Тип населенного пункта	Число домохозяйств	Доля от общего числа домохозяйств, %
1	Региональный центр	1027	35
2	Город	807	28
3	Поселок городского типа (ПГТ)	191	7
4	Село	892	31
Всего		2917	100

Для создания третьего критерия были использованы данные о численности населения каждого пункта, доступного из базы RLMS.

Таблица 6.

Распределение домохозяйств по размеру региона проживания

№	Размер региона	Число домохозяйств	Доля от общего числа домохозяйств, %
1	Большой	485	17
2	Средний	1695	58
3	Малый	737	25
Всего		2917	100

В итоге для каждого года было получено 42 референтные группы. Поскольку отдельные референтные группы оказались незначительными по численности, было решено объединить их с наиболее близкими к ним в смысле одного из трех критери-

ев референтными группами так, чтобы численность каждой была не меньше 30 домохозяйств⁶⁾.

Кластер-анализ

Исходя из обоснованной в монографии Бородкина Ф.М. и Айвазяна С.А. [2] предпосылки, что анализ потребительского поведения более корректно проводить среди однородных групп населения, в качестве третьего способа разбиения исходной совокупности домохозяйств был выбран кластер-анализ методом k -средних на множестве потребительских благ.

Число центров тяжести k было экзогенно выбрано на уровне пяти с целью получить классификацию, сопоставимую с результатами распределения по индексу IMPR.

В качестве исходного множества потребительских благ использовалась как более детальная структура бюджета, состоявшая из девяти позиций (питание, жилье, одежда, бытовая техника, страхование, медицина, культура, транспорт, прочие), так и более агрегированная из трех (продукты питания, товары длительного потребления, услуги). Поскольку данное множество состоит из относительных величин долей расходов, которые лежат в пределах от нуля до ста процентов, при проведении кластер-анализа использовалась евклидова метрика.

Анализ наблюдаемых структур потребления

Прежде всего, были рассмотрены распределения населения по выбранным индексам классификации населения по уровню жизни⁷⁾.

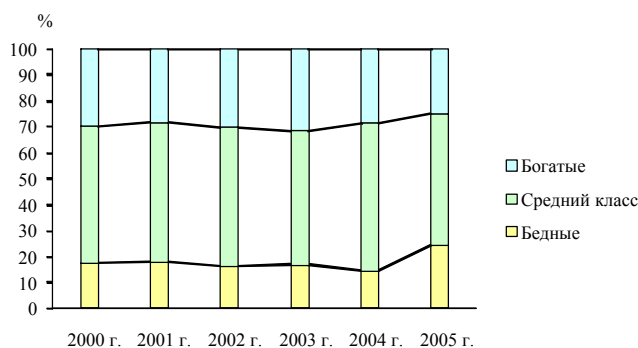


Рис. 1. Распределение населения по индексу MFR

Согласно индексу MFR, в 2005 г. доля среднего класса снизилась с заметным ростом бедных, что является сомнительным и, скорее всего, следствием способа его

⁶⁾ Количество домохозяйств, равное 29, также понималось как достаточное и не объединялось с другими (таких наблюдалось только одна группа в 2000 г.).

⁷⁾ В Приложении (табл. П1) приводятся точные данные по каждому году и способу выделения слоев населения по уровню благосостояния.

расчета. В частности, использование перцентилей распределения в случае IMPR позволяет более адекватно сравнивать население по третьему критерию (располагаемый доход на число единиц потребления), чем величины половины и полутора уровней медианы (при использовании MFR). Далее будет проиллюстрирован более серьезный недостаток индекса MFR.

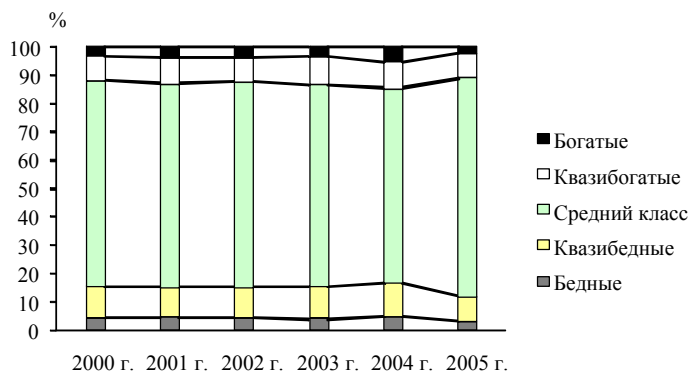


Рис. 2. Распределение населения по индексу IMPR

В целом график распределения по индексу IMPR отмечает положительную тенденцию возрастания среднего класса и снижения долей крайних групп. Поскольку выбор бедных и богатых в рамках индекса IMPR является достаточно строгим, то для сопоставимости с другими рекомендуется сравнивать доли бедных и квазибедных вместе, равно как богатых и квазибогатых. В частности, доли бедных и квазибедных из первого распределения по индексу IMPR являются сопоставимыми с долей бедных из второго распределения (по MFR).



Рис. 3. Распределение населения методом кластер-анализа (9 благ; 5 групп)

После проведения кластер-анализа было построено распределение населения по пяти группам разного уровня жизни. Заметим, что наименование групп можно считать условным, поскольку кластер-анализ сам по себе лишь формирует однородные в некотором смысле (в нашем случае, в смысле потребительского поведения)

классы, но не знает правила, как определяется, включает ли полученный кластер богатых или бедных. Поэтому для разрешения данной коллизии наименования кластерам были присвоены исходя из их доли расходов на продукты питания. Соответственно кластер с наименьшей долей был определен как «богатые», а с наибольшей – как «бедные», остальные аналогичным образом.

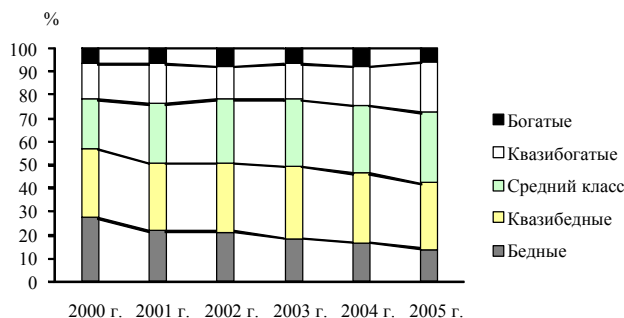


Рис. 4. Распределение населения в ходе кластер-анализа (3 блага; 5 групп)

Проведение кластер-анализа на множестве девяти агрегированных благ дало существенно неустойчивый результат (см. рис. 3) в отличие от группировки домохозяйств на основе трех агрегированных благ (рис. 5).

Рассмотрение распределения населения по группам бедности в разрезе как возрастных когорт⁸⁾, так и возрастных групп не выявило существенных различий, что подтвердило устойчивость разбиения.

Для оценки устойчивости группировок были рассмотрены как ранговая корреляция по Спирмену между номерами группы по уровню жизни в разные годы, так и количество домохозяйств, постоянно присутствующих в конкретной категории.

Как видно из приводимых ниже таблиц, корреляция как между категориями по индексу IMPR, так и по кластер-анализу (СА) практически совпадает и в среднем составляет около 30%.

Низкий коэффициент корреляции указывает на нежесткую классификацию, что объясняется, во-первых, относительным характером разбиения, проводившегося по данным каждого года, т.е. без учета данных других лет. Во-вторых, это есть естественное следствие изменения уровня жизни домохозяйств, которое не носит равномерного характера.

Поскольку при полученном разбиении количество домохозяйств, относившихся к одной и той же группе по уровню жизни, незначительно⁹⁾, были рассмотрены возможности перемещения домохозяйств. Соответственно представляло интерес количество домохозяйств, которые могли относиться к категории выше/ниже (или равное) среднего класса.

⁸⁾ Когорта в отличие от группы предполагает скользящий интервал возраста, т.е. если первая когорта в 2005 г. состояла из домохозяйств, где глава семейства был моложе 35 лет, то в 2000 г. – моложе 30 лет.

⁹⁾ Доля неменявших группу домохозяйств (по каждой группе) не превышало 1% по результатам кластер-анализа и не насчитывало более одного домохозяйства при использовании индекса IMPR.

Таблица 7.

**Корреляционная матрица значений категорий уровня жизни
в разные годы (по индексу IMPR)**

	IMPR2000	IMPR2001	IMPR2002	IMPR2003	IMPR2004	IMPR2005
IMPR2000	1,0000					
IMPR2001	0,3711	1,0000				
IMPR2002	0,3706	0,3872	1,0000			
IMPR2003	0,3008	0,3734	0,3726	1,0000		
IMPR2004	0,2798	0,3359	0,3702	0,4150	1,0000	
IMPR2005	0,1846	0,2616	0,2188	0,2521	0,3437	1,0000

Таблица 8.

**Корреляционная матрица значений категорий уровня жизни
в разные годы (по кластер-анализу)**

	CA2000	CA2001	CA2002	CA2003	CA2004	CA2005
CA2000	1,0000					
CA2001	0,3020	1,0000				
CA2002	0,3000	0,3394	1,0000			
CA2003	0,3024	0,3013	0,3390	1,0000		
CA2004	0,3187	0,3493	0,3144	0,3649	1,0000	
CA2005	0,2039	0,2543	0,2652	0,2930	0,3608	1,0000

Таблица 9.

Характеристики устойчивости разбиений на однородные группы

Отнесение к группе по уровню жизни в каждом году	Индекс IMPR				Кластер-анализ			
	число домохозяйств	доля от общего числа домохозяйств, %	средняя доля*, %	% от средней доли	число домохозяйств	доля от общего числа домохозяйств, %	средняя доля*, %	% от средней доли
Средний класс или выше	1456	57	85	67	289	11	51	22
Ниже среднего класса	21	1	15	5	261	10	49	21
Выше среднего класса	9	0	13	3	25	1	24	4

Окончание табл. 9.

Отнесение к группе по уровню жизни в каждом году	Индекс IMPR				Кластер-анализ			
	число домохозяйств	доля от общего числа домохозяйств, %	средняя доля*, %	% от средней доли	число домохозяйств	доля от общего числа домохозяйств, %	средняя доля*, %	% от средней доли
Средний класс или ниже	1496	59	87	67	811	32	76	42
Средний класс	624	25	72	34	14	1	27	2
Всего	2546	100			2546	100		

* Доля, средняя за период 2000–2005 гг.

Необходимо отметить, что при разбиении по индексу IMPR средний класс доминирует в выборке, составляя 72,08%. Но как видно из сопоставления данных с результатами кластер-анализа, в случае последнего распределение является более равномерным. Например, относительно средней доли пропорция домохозяйств, относившихся к группе среднего класса или выше и к группе ниже среднего класса, представлены одинаково (22,32% и 20,86% соответственно) по сравнению с индексом IMPR, где соответствующие показатели равны 67,28 и 5,50%. Аналогично, не учитывая возможность принадлежности среднему классу, по кластер-анализу мы также получаем более устойчивую долю (20,86% – ниже среднего класса и 4,09% – выше среднего класса), чем при индексе IMPR (5,50 и 2,74% соответственно). Интересно, что как в рамках индекса IMPR, так и кластер-анализа высока доля домохозяйств, относившихся к категории не выше среднего класса (58,76 и 31,85% соответственно).

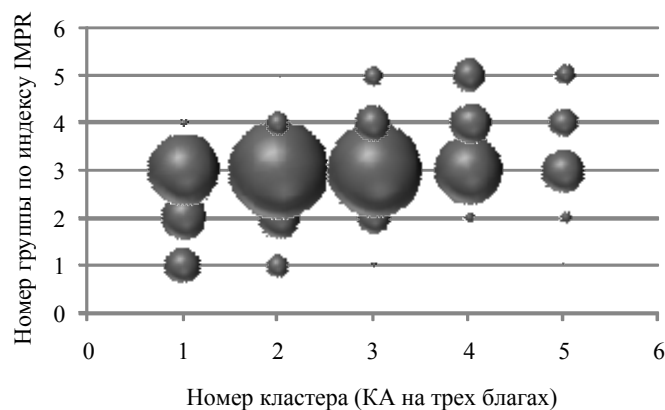


Рис. 5. Пересечение группировок

Особый интерес представляет рассмотрение пересечения группировок, т.е. насколько по-разному определялось домохозяйство по уровню жизни при применении разных методологий (индекса IMPR и кластер-анализа). Поэтому далее приводится диаграмма, отражающая в рамках каждой из групп индекса IMPR число домохозяйств по кластер-анализу.

Безусловно, в силу высокой доли среднего класса при группировке по индексу IMPR данная группа (№ 3) преобладает в каждом из слоев, определенных в ходе кластер-анализа. Тем не менее видно, что в группе бедных и богатых по кластер-анализу преобладают доли бедных, квазибедных и богатых, квазибогатых из индекса IMPR соответственно. Это указывает на схожесть состава групп, хотя не позволяет сделать вывод об их однозначной однородности.

Также в целях анализа статистической взаимосвязи между полученными группировками был рассчитан коэффициент квадратической сопряженности по алгоритму, предложенному в монографии Айвазяна А.С., Мхитаряна В.С. [1, т. 3, с. 117]. Вначале приведем таблицу сопряженности, которая лежит в основе построенного выше графика.

Таблица 10.

Сопряженность наблюдений категоризованных переменных уровня жизни, определенных по индексу IMPR и кластер-анализу

		Категория кластер-анализа по трем благам ($x^{(k)}$)					Всего
		Бедные	Квази-бедные	Средний класс	Квази-богатые	Богатые	
Категория индекса IMPR ($x^{(j)}$)	Бедные	438	147	3	0	1	589
	Квази-бедные	702	594	337	32	34	1699
	Средний класс	1817	3632	3264	1667	633	11013
	Квази-богатые	14	160	402	547	243	1366
	Богатые	0	1	101	345	162	609
	Всего		2971	4534	4107	2591	1073

Далее рассчитаем выборочный коэффициент квадратической сопряженности $\hat{\chi}_{jk}^2$ по следующей ниже формуле. Этот показатель распределен как $\chi_{[(m_j-1)(m_k-1)]}^2$.

$$(2) \quad \hat{\chi}_{jk}^2 = n \left(\sum_{i=1}^{m_j} \sum_{l=1}^{m_k} \frac{n_{il}^2}{n_i n_l} - 1 \right).$$

В данном случае $\hat{\chi}_{jk}^2 = 4395,05$, что позволяет отвергнуть нулевую гипотезу о статистической независимости двух рассмотренных категоризованных переменных уровня жизни.

**Характеристики групп по основным
социально-экономическим показателям**

Чтобы понять причины расхождения (или не абсолютного совпадения) группировок по кластер-анализу и индексу IMPR, рассмотрим ряд описательных статистик, характеризующих представителей полученных групп. Важно отметить, что под одним и тем же наименованием (например, группа «богатые») в рамках индекса IMPR и кластер-анализа понимаются совершенно разные группы. Так, средние доходы и расходы богатых, определенных индексом IMPR, в два-три раза превышают соответствующие параметры кластера богатых.

Интересным представляется также тот факт, что средние доходы кластера квазибогатых существенно превышают средние доходы кластера богатых, тогда как в рамках индекса IMPR данной тенденции не просматривается.

Далее приводятся подробные описательные статистики (среднее и стандартное отклонение) по величине расходов для групп, полученных по индексу IMPR и в ходе кластер-анализа.

Таблица 11.

**Среднее и стандартное отклонение расходов
по группам индекса IMPR, руб.**

	2000 г.	2001 г.	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.	Среднее по группе
Бедные	884	1118	1345	1882	1768	3181	1626
	931	781	918	1697	1277	2039	1468
Квазибедные	1257	1796	2081	2836	2902	4640	2515
	971	1303	1591	2003	1944	2828	2092
Средний класс	3056	4175	5237	6694	7739	9986	6176
	3361	4451	4275	5561	6010	10072	6517
Квазибогатые	8723	12571	13867	17751	18766	26640	16432
	9875	32939	10402	14811	18328	45179	25930
Богатые	17614	20402	27925	51043	43237	46994	34464
	16612	17612	26604	78892	55234	49468	48338
Среднее по году	3756	5225	6421	8814	9877	11736	7638
	6030	11910	8985	19061	17506	19507	15024

Таблица 12.

**Среднее и стандартное отклонение расходов
по кластерам, руб.**

	2000 г.	2001 г.	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.	Среднее по кластеру
Бедные	2002	2737	3255	3924	3921	5041	3273
	1877	2513	3275	3617	3529	5217	3417
Квазибедные	3140	4232	4859	6194	6253	8128	5461
	2887	5273	4324	4891	5435	7657	5483
Средний класс	4471	6443	7615	9052	9462	10595	8160
	4550	19686	8173	8159	7728	8720	10746

Окончание табл. 12.

	2000 г.	2001 г.	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.	Среднее по кластеру
Квазибогатые	6202	7455	9796	15261	19667	19582	13420
	12424	12468	16382	35834	36031	36016	28461
Богатые	5556	7018	10450	18062	16428	20745	12962
	5692	7654	11513	41561	20079	20416	21785
Среднее по году	3756	5225	6421	8814	9877	11736	7638
	6030	11910	8985	19061	17506	19507	15024

Отметим, что бедные, определенные методом кластер-анализа, в среднем осуществляют большие расходы, чем группа бедных по индексу IMPR. Однако по сравнению с остальными группами они имеют наименьшие расходы.

Анализ динамики бюджетных коэффициентов домохозяйств

Бюджетные коэффициенты представляют собой долю затрат на конкретный товар или услугу в общих расходах домохозяйства. Поэтому их анализ позволяет сделать вывод о наблюдаемых структурах потребления домохозяйств. Далее приводятся диаграммы профилей потребления домохозяйств в разрезе девяти товарных групп (питание, жилье, одежда, бытовая техника, страхование, здоровье, культура, транспорт, прочие), что позволяет сравнить результаты с аналогичным исследованием, проведенным на канадских данных в работе Гарда Ф. и др. ([6]).



Рис. 6. Профили потребления в разрезе девяти благ по индексам MFR и IMPR

Интересно, что по сравнению с бюджетными коэффициентами, полученными в разрезе индекса IMPR, в случае применения индекса MFR не наблюдается коренных отличий в структуре потребительского поведения групп бедных и богатых. Напротив, при разбиении по индексу IMPR очень четко проявляется различие между данными крайними группами, когда доля бюджета, который идет на еду, в среднем в четыре раза выше у бедных, а доля прочих расходов, наоборот, в среднем в шесть раз выше у богатых.

Расчет дистанций между разными группами населения

С целью унификации всей информации, заложенной в бюджетных коэффициентах разных групп населения в разные периоды времени, и получения более структурированного вывода об эволюции потребительского поведения разных слоев населения в России были рассмотрены изменения дистанций между разными группами и между разными периодами времени. Как это определено в работе [7], под дистанцией понимается корень из среднего квадрата разности бюджетных коэффициентов. Причем был проведен двойной расчет дистанции: между разными группами по состоянию в каждом году (что показывало, насколько отличаются структуры потребления разных групп в один момент времени) и в рамках одной группы, но в разные периоды (что отражает изменение структуры потребления одного слоя населения за рассматриваемый период времени). Соответственно в первом случае применялась следующая формула:

$$(3) \quad D_t(i, j) = \sqrt{\frac{1}{K} \sum_{k=1}^K [cb_{ik}(i) - cb_{ik}(j)]^2},$$

где $D_t(i, j)$ – численная мера дистанции между группами домохозяйств i и j в году t ;
 $cb_{ik}(i)$ и $cb_{ik}(j)$ – доля расходов домохозяйств i и j на благо k в году t (бюджетный коэффициент); соответственно, $i = \overline{1;5}$, $j = \overline{1;5}$, $k = \overline{1;9}$.

Таблица 13.

Межгрупповые дистанции (между группами индекса IMPR), %

	2000 г.	2001 г.	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.
Бедные – квазибедные	5,12	7,29	5,78	5,83	7,72	5,65
Квазибедные – средний класс	8,49	6,19	7,32	7,67	6,58	5,05
Средний класс – квазибогатые	8,59	8,02	8,86	7,31	9,27	10,59
Квазибогатые – богатые	7,48	6,69	6,44	7,87	5,72	4,96
Средняя дистанция	7,55	7,08	7,19	7,21	7,44	6,97

Таблица 14.

Межгрупповые дистанции (между кластерами), %

	2000 г.	2001 г.	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.
Бедные – квазибедные	18,89	17,57	17,70	17,42	18,28	17,70
Квазибедные – средний класс	19,09	18,60	17,91	17,83	16,25	15,70
Средний класс – квазибогатые	22,58	22,74	22,16	21,05	18,23	17,07
Квазибогатые – богатые	44,00	41,00	41,04	40,82	34,75	34,31
Средняя дистанция	28,14	26,71	26,50	26,13	23,12	22,52

В среднем наблюдается небольшое сближение структур потребления между разными группами, но, как видно из табл. 13, данная сходимость не носит стремительного характера.

Во втором случае при анализе изменения структуры потребления одной и той же группы в рамках некоторого периода времени (брались смежные года) применялась следующая формула:

$$(4) \quad D_i(t_i; t_j) = \sqrt{\frac{1}{K} \sum_{k=1}^K [cb_{ik}(t_i) - cb_{ik}(t_j)]^2},$$

где $D_i(t_i; t_j)$ – численная мера дистанции между годами t_i и t_j по группе i ;

$cb_{ik}(t_i)$ и $cb_{ik}(t_j)$ – доля расходов домохозяйства i на благо k в годах t_i и t_j ; соответственно $l = \overline{1;5}$, $k = \overline{1;K}$, $K = 9$, $t_i = \overline{2000;2005}$, $t_j = \overline{2000;2005}$.

Таблица 15.

**Межвременные дистанции
(между годами по группам индекса IMPR), %**

	2000–2001 гг.	2001–2002 гг.	2002–2003 гг.	2003–2004 гг.	2004–2005 гг.
Бедные	0,74	0,70	1,18	1,91	4,24
Квазибедные	2,68	1,69	1,32	0,48	2,36
Средний класс	0,63	0,49	1,30	1,17	1,02
Квазибогатые	2,18	1,33	1,22	1,88	2,52
Богатые	0,92	0,93	1,61	1,15	2,57
Средняя дистанция	1,66	1,11	1,33	1,42	2,74

Табл. 15 указывает на существенное изменение структур потребления одних и тех же групп в течение времени. Данный вывод представляется логичным, поскольку рост дохода, взросление членов домохозяйств и изменение общеэкономических условий провоцируют эволюцию вкусов и потребностей, что находит свое отражение в сделанном потребительском выборе.

Таблица 16.

Межвременные дистанции (между годами по кластерам), %

	2000–2001 гг.	2001–2002 гг.	2002–2003 гг.	2003–2004 гг.	2004–2005 гг.
Бедные	0,41	0,62	1,47	2,37	1,43
Квазибедные	1,42	0,77	1,16	1,59	0,95
Средний класс	1,68	0,18	1,07	3,04	0,55
Квазибогатые	1,52	0,74	0,22	5,87	0,91
Богатые	6,08	1,45	3,30	4,50	1,40
Средняя дистанция	2,98	0,86	1,77	3,80	1,10

Ключевым наблюдением из сравнения величин дистанций, рассчитанных по методам индекса IMPR и кластер-анализа, является то, что межгрупповые дистанции в случае кластер-анализа выше, а межвременные – ниже, чем при использовании индекса IMPR. С одной стороны, это есть следствие метода отбора кластеров, предполагающего максимизацию межгрупповой дисперсии и минимизацию внутригрупповой. С другой стороны, это указывает на тот факт, что кластер-анализ дает разбиение на более однородные и более устойчивые слои населения.

Эволюция профилей потребления во времени

С целью наглядности представления и проведения сопоставимого с более ранними работами (см. [7]) анализа структура потребления была преобразована из девяти товарных групп в три, более агрегированные: продовольственные и непродовольственные товары, услуги. Таблица сопоставления данных по средним долям расходов для каждой из групп в конкретном году по кластер-анализу и индексу IMPR приводится ниже (табл. 17).

Полученное двумя подходами распределение подтверждает теоретические представления о том, что доля расходов на продукты питания является индикатором уровня жизни (чем выше доля, тем менее обеспеченным является домохозяйство). Интересно, что при наивысшей доле расходов на питание у бедных при кластер-анализе она практически не изменилась и осталась на уровне 80%, тогда как по индексу IMPR она снизилась на 10 процентных пунктов до 72%.

Самым интересным наблюдением является концептуальное различие структур потребления богатых и квазибогатых при применении разных подходов. С одной стороны, индекс IMPR в качестве богатых выделяет домохозяйства с максимальной долей расходов на товары длительного потребления (63% в 2005 г.) и услуги (23%), а в качестве квазибогатых – домохозяйства с соответствующими долями на уровне 64 и 16%. Но, с другой стороны, кластер-анализ выделил кластер богатых, которые имеют максимальную долю из всех кластеров расходов на услуги (45% в 2005 г.), но не наибольшую – по расходам на товары длительного потребления (33%). Тогда как кластер квазибогатых характеризуется максимальной из всех групп долей расходов на товары длительного потребления (77%) и незначительной долей расходов на услуги (5%). Данное различие, как мы уже упоминали, вызвано принципиальным различием состава групп богатых и квазибогатых в рамках индекса IMPR и кластер-анализа.

Необходимо сразу отметить важную тенденцию смещения структур потребления в сторону от продовольственных товаров к товарам длительного потребления при использовании индекса IMPR. Данный вывод закономерен для всех групп, кроме богатых. Для них наблюдается относительно небольшое изменение структуры, т.е. можно предположить, что домохозяйства данной группы достигли оптимальной структуры потребления.

Интересно отметить, что для среднего класса, вполне возможно, траектория перемещения была бы более значительной, если бы не кризис доверия к банкам в 2004 г., что подтверждает динамика доли расходов на три рассмотренных блага в период 2002–2005 гг.

Для кластера богатых, с одной стороны, характеризующегося максимальной долей расходов на услуги в среднем, данная доля скачкообразно снизилась до 45%,

на 8 процентных пунктов. Это может быть объяснено циклическим свойством использования товаров длительного потребления, закупки которых осуществляются не постоянно, но периодически. Для кластера квазибогатых, расходующих максимальную долю на товары длительного потребления, с другой стороны, наблюдалось также снижение данной доли до 77%, на 10 процентных пунктов.

Таблица 17.

Сопоставление бюджетных коэффициентов в эволюции за 2000–2005 гг., %

Группа	Кластер-анализ			Индекс IMPR		
	продовольственные товары	товары длительного потребления	услуги	продовольственные товары	товары длительного потребления	услуги
2005 г.						
Бедные	80,05	16,15	3,79	71,62	23,81	4,57
Квази-бедные	57,06	36,22	6,72	57,75	36,70	5,55
Средний класс	37,91	55,53	6,56	44,76	47,82	7,43
Квази-богатые	17,59	76,97	5,44	19,58	63,90	16,52
Богатые	22,44	32,73	44,82	13,90	63,31	22,79
2004 г.						
Бедные	81,98	14,63	3,39	83,09	14,44	2,47
Квази-бедные	58,40	35,60	6,00	63,22	32,41	4,36
Средний класс	37,90	54,86	7,24	46,54	45,07	8,39
Квази-богатые	16,35	77,89	5,75	24,91	59,93	15,16
Богатые	24,41	31,88	43,71	13,57	66,79	19,64
2003 г.						
Бедные	78,97	17,42	3,61	78,10	18,46	3,45
Квази-бедные	56,16	36,89	6,95	63,16	32,04	4,80
Средний класс	34,24	58,64	7,12	43,37	48,06	8,58
Квази-богатые	9,07	84,99	5,94	26,06	58,77	15,17
Богатые	19,68	30,55	49,77	12,70	66,24	21,06

Окончание табл. 17.

Группа	Кластер-анализ			Индекс IMPR		
	продовольственные товары	товары длительного потребления	услуги	продовольственные товары	товары длительного потребления	услуги
2002 г.						
Бедные	81,02	16,07	2,91	80,16	17,93	1,91
Квази-бедные	57,71	35,64	6,64	66,27	28,72	5,01
Средний класс	35,62	57,41	6,96	46,59	45,03	8,38
Квази-богатые	8,85	84,92	6,23	24,88	57,98	17,13
Богатые	24,32	28,74	46,94	16,73	59,92	23,35
2001 г.						
Бедные	81,68	15,24	3,08	81,05	17,22	1,73
Квази-бедные	58,79	35,06	6,14	61,17	34,33	4,50
Средний класс	35,49	57,28	7,22	46,66	44,88	8,45
Квази-богатые	7,82	85,31	6,87	27,69	59,06	13,25
Богатые	26,21	28,49	45,30	15,75	66,41	17,84
2000 г.						
Бедные	81,53	14,84	3,64	81,98	16,81	1,21
Квази-бедные	56,79	35,93	7,28	69,80	25,76	4,44
Средний класс	33,51	59,41	7,08	46,98	43,98	9,03
Квази-богатые	6,02	87,23	6,75	25,77	58,96	15,27
Богатые	18,99	28,04	52,96	14,55	63,81	21,65

Качество проведенной классификации подтверждает анализ эволюции структур потребления. В частности, по кластеру бедных и группе бедных можно наблюдать одинаковое влияние кризиса 2004 г. Диаграммы, как для группы, так и для кластера, отражают резкое возрастание доли расходов на продукты питания в 2004 г. при общей тенденции ее снижения с 2000 по 2005 гг.

Причем если общая тенденция для групп по индексу IMPR состоит в снижении доли расходов на продукты питания (кроме богатых), то для кластеров среднего класса и квазибогатых характерно ее возрастание, тогда как в остальных кластерах она оставалась неизменной (а в кластере бедных наблюдалось ее снижение).

Анализ эластичности спроса по доходу

Теоретическая модель

Дальнейшее исследование следует логике работы Гарда Ф. и др. [5], в которой потребительское поведение и его динамика анализируется с точки зрения оценки эластичности спроса по доходу. Для данной цели строится «практически совершенная система спроса» (Almost Ideal Demand System – AIDS) и ее квадратичный вариант (QAIDS), позволяющий фиксировать кривые «доход – потребление» (кривые Энгеля), отражающие, что на одном уровне дохода одно и то же благо может быть нормальным благом, а на другом – благом роскоши.

Особенность модели, как показано в работе Дитона А. и Мюльбауэра Й. [4], состоит в том, что полученное из нее уравнение удовлетворяет требованиям теории к функции спроса в части ее интегрируемости. Притом заранее предполагается независимость предпочтений домохозяйств.

Функциональная форма модели отражает зависимость бюджетного коэффициента от реального дохода и его квадрата, т.е.

$$(5) \quad w_{ht}^i = a_i + b_i \ln\left(\frac{Y_{ht}}{p_t}\right) + c_i \frac{\left[\ln\left(\frac{Y_{ht}}{p_t}\right)\right]^2}{e(p)} + Z_{ht} d_i + u_{ht}^i,$$

где $w_{ht}^i = p_{ht}^i q_{ht}^i / Y_{ht}$ – бюджетный коэффициент, или доля дохода (Y_{ht}) домохозяйства h , которую оно тратит на товар i в момент t ;

Z_{ht} – матрица социально-экономических характеристик домохозяйства, к которым целесообразно отнести помимо числа членов семьи количества взрослых и детей, принадлежащие домохозяйству полезную (S_utile) и жилую (S_habit) площади и количество соток земли (S_agric);

$e(p) = \prod_i p_{ht}^b$ – агрегированный индекс цен. Есть два основных варианта его расчета: способом Стоуна (Stone index) или Банкса [3]. В силу отсутствия в исходной базе данных информации о ценах за единицу блага по каждой из девяти выбранных товарных позиций в данном исследовании был использован общероссийский индекс цен¹⁰.

Соответственно для расчета эластичности спроса по доходу необходимо вначале получить производную функции спроса по логарифму реального дохода:

$$(6) \quad \mu_{ht}^i = \frac{\partial w_{ht}^i}{\partial \ln\left(\frac{Y_{ht}}{p_t}\right)} = b_i + 2c_i \frac{\ln\left(\frac{Y_{ht}}{p_t}\right)}{e(p)}.$$

Затем, используя уравнение Слуцкого и подставляя полученный выше результат, получена формула, по которой была рассчитана эластичность спроса по доходу.

¹⁰ В рамках дальнейшего исследования предполагается учет индекса потребительских цен, уникального для каждого региона России.

$$(7) \quad e_{ht}^i = 1 + \frac{\mu_{ht}^i}{w_{ht}^i} = 1 + \frac{b_i + 2c_i \frac{\ln\left(\frac{Y_{ht}}{P_t}\right)}{e(p)}}{w_{ht}^i}.$$

Интересно отметить, что в случае, когда $b_i > 0$ и $c_i < 0$, благо является роскошью (тогда $e_{ht}^i > 1$) при низком доходе и благом второй необходимости¹¹⁾ (т.е. $e_{ht}^i \in (0; 1]$) при высоком.

В табл. 18 приведены корреляции основных величин (логарифма дохода, его квадрата, расходов на продукты питания (alim), товары длительного потребления (dur) и услуги (serv) как в абсолютном выражении, так и в относительном (W)).

Таблица 18.

Корреляционная матрица основных переменных модели

	lnY	LNY_sq	alim	W_ndur	dur	W_dur	serv
lnY	1,0000						
LNY_sq	0,9924	1,0000					
alim	0,4317	0,4753	1,0000				
W_ndur	-0,2347	-0,2493	0,1450	1,0000			
dur	0,3247	0,3629	0,2191	-0,2873	1,0000		
W_dur	0,1635	0,1762	-0,1557	-0,8535	0,3050	1,0000	
serv	0,2487	0,2678	0,2099	-0,2368	0,2271	-0,0644	1,0000
W_serv	0,1482	0,1527	0,0069	-0,3487	-0,0073	-0,1907	0,5620

Интересно отметить значимо высокую отрицательную корреляцию между долями расходов на продукты питания и на товары длительного пользования (-85%), что объясняется тем фактом, что с ростом уровня жизни наблюдается изменение структуры бюджета в сторону роста доли расходов на товары длительного потребления и снижения доли расходов на продукты питания. Одновременно невысокая положительная корреляция (22%) между данными расходами в абсолютном выражении также хорошо согласуется с описанной выше логикой, поскольку в целом с ростом доходов (что в большинстве случаев эквивалентно улучшению уровня жизни) увеличиваются расходы и на продукты питания, и на товары длительного потребления (но на последние во много большей степени, что следует из отрицательной корреляции между долями данных расходов).

¹¹⁾ В рамках данного исследования под благом первой необходимости предполагается такое, которое характеризуется нулевой эластичностью спроса по доходу, т.е. $e_{ht}^i = 0$, а второй необходимости – с положительной эластичностью.

Оценка модели QAIDS

Аналогично ряду ранее проведенных исследований (например, [3], [5], [6]), оценка регрессий в рамках теоретической модели потребовала инструментализации переменных логарифма дохода и квадрата его логарифма, которые были эндогенными в рамках исследуемой модели, как видно из нижеследующих статистик теста Хаусмана¹²⁾, которым тестировалась нулевая гипотеза об экзогенности данных переменных.

Таблица 19.

Статистики Хаусмана для проверки эндогенности переменных

Модель	$\chi^2(2)$	Уровень значимости (P-Value)
Продукты питания	53,11	0,0000
Товары длительного потребления	152,87	0,0000
Услуги	668,28	0,0000

В качестве дополнительных инструментов (помимо остальных экзогенных переменных) были взяты и оказались годными переменные опережений¹³⁾, т.е. значения логарифма дохода в будущем периоде. Соответствующие значения статистики Саргана приводятся ниже.

Таблица 20.

Статистики Саргана для проверки годности выбранных инструментов

Модель	$\chi^2(2)$	Уровень значимости (P-Value)
Продукты питания	469,399	0,0000
Товары длительного потребления	293,130	0,0000
Услуги	64,648	0,0000

Далее приводятся значимые коэффициенты, полученные из регрессий по трем видам благ как на всей выборке, так и по отдельным группам и кластерам.

Интересно, что для кластера квазибогатых, которые характеризуются максимальной долей расходов на товары длительного потребления, коэффициенты регрессии значимы по данной товарной позиции. Тогда как для кластера богатых, для которых максимальна доля расходов на услуги, но не на товары длительного пользования, коэффициенты данной регрессии незначимы, что эквивалентно наличию единичной эластичности спроса на товары длительного потребления по доходу. Но, с другой стороны, как следует из табл. 23 с коэффициентами регрессии на долю расходов на услуги, наблюдается совершенно обратная ситуация, т.е. для кластера богатых (в среднем расходующих наибольшую долю на услуги) коэффициенты значимы,

¹²⁾ Хотя необходимо отметить, что во всех случаях оцениваемая ковариационная матрица не являлась положительно определенной, что не позволяет делать однозначно строгих выводов.

¹³⁾ Запаздывающие переменные определялись как негодные инструменты.

а для кластера квазибогатых характерна единичная эластичность спроса на услуги по доходу.

Таблица 21.

**Коэффициенты при логарифме дохода
и его квадрате в разных спецификациях (продукты питания)**

Классификация	Индекс IMPR		Кластер-анализ	
	lnY	(lnY) ²	lnY	(lnY) ²
Вся совокупность	0,1698	-0,0133	0,1698	-0,0133
Бедные				-0,0028
Квазибедные	-0,2827	0,0281	0,0327	-0,0027
Средний класс	0,1567	-0,0072	0,0491	-0,0037
Квазибогатые	0,3587	0,0159	0,0433	-0,0026
Богатые		-0,0054**	0,1288	-0,0080

Таблица 22.

**Коэффициенты при логарифме дохода и его квадрате
в разных спецификациях (товары длительного потребления)**

Классификация	Индекс IMPR		Кластер-анализ	
	lnY	(lnY) ²	lnY	(lnY) ²
Вся совокупность	-0,1373	0,0103	-0,1373	0,0103
Бедные				
Квазибедные	0,2818	-0,0272		
Средний класс	-0,1022	0,0036*	-0,0295*	0,0016*
Квазибогатые	-0,2935	0,0133*	-0,0577	0,0032
Богатые	-0,3498*	0,0198*		

Таблица 23.

**Коэффициенты при логарифме дохода и его квадрате
в разных спецификациях (услуги)**

Классификация	Индекс IMPR		Кластер-анализ	
	lnY	(lnY) ²	lnY	(lnY) ²
Вся совокупность	-0,0361	0,0034	-0,0361	0,0034
Бедные				
Квазибедные			-0,0219**	0,0021*
Средний класс	-0,0549	-0,0035	-0,0193**	0,0021
Квазибогатые				
Богатые	0,2692**	-0,0148**	-0,1201	0,0072

Примечание. Все приводимые коэффициенты значимы на 1-процентном уровне; отмеченные звездочкой (*) – на 5-процентном, двумя (**) – на 10-процентном.

Эволюция эластичности спроса по доходу в разных слоях населения

Ниже представлена временная динамика¹⁴⁾ эластичности спроса по доходу в разрезе соответствующих благ по разным слоям населения, определенным как индексом IMPR, так и кластер-анализом.

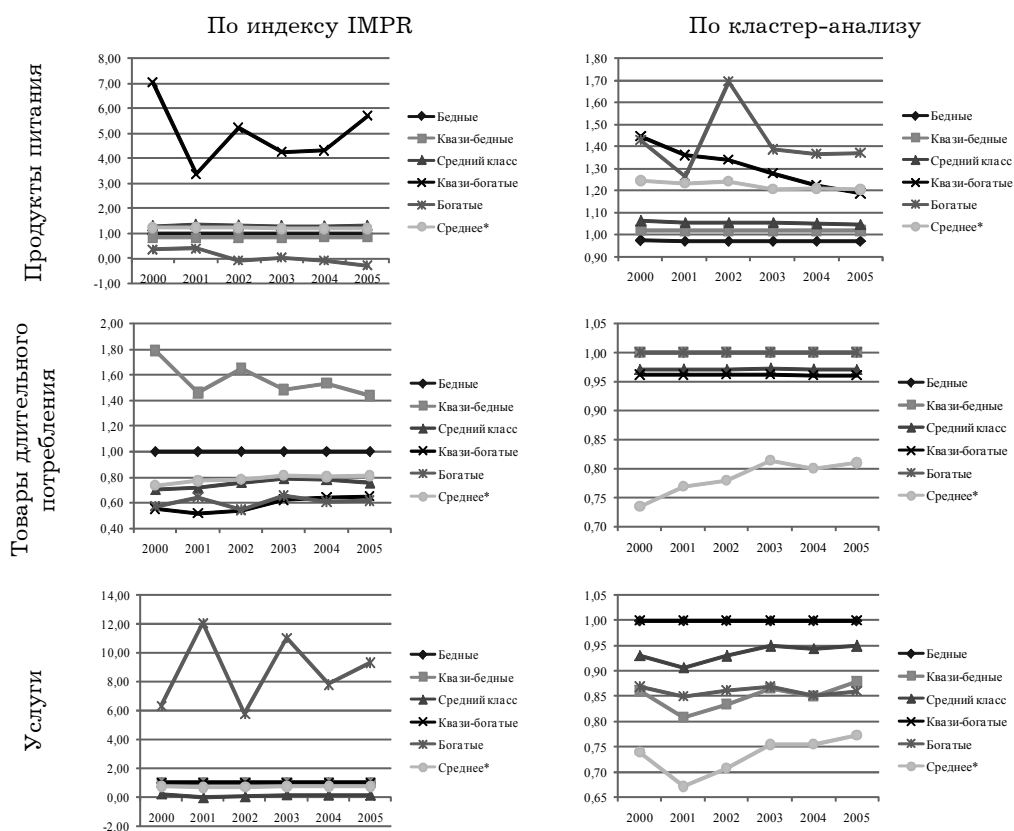


Рис. 7. Динамика эластичности спроса по доходу
в разных классификациях по благам

Сопоставление полученных оценок эластичности спроса на продукты питания указывает на наличие монотонности оценок по кластерам, когда ее значение растет с ростом уровня жизни. Это можно объяснить тем, что в более обеспеченных слоях общества переходят на потребление более качественных, более изысканных и, соответственно, более дорогих продуктов питания и блюд из них. Фактически с ростом уровня жизни представителям домохозяйства требуется больше средств для удов-

¹⁴⁾ Ряд «Среднее» отражает величину эластичности, рассчитанную по модели регрессии на всей совокупности данных, а не отдельных группах (бедные, квазибедные и т.п.).

летворения потребности в одном и том же количестве калорий или ютилей¹⁵⁾. Таким образом, если для бедных продукты питания являются просто нормальным благом, то для богатых – предметом роскоши.

Странным становится то, что подобного явления не наблюдается в оценках по группам индекса IMPR, где для квазибогатых продукты питания представляют собой предметы роскоши очень высокого порядка (эластичность спроса по доходу выше трех), а для богатых – инфериорное благо (исходя из отрицательных значений эластичности), тогда как для всех остальных – нормальное благо с единичной эластичностью. Проблема данных оценок состоит в отсутствии монотонности. Даже на интуитивном уровне представляется более вероятным, что скорее бедные (но не богатые) должны иметь нулевую или отрицательную¹⁶⁾ эластичность спроса на продукты питания по доходу.

Сравнение оценок эластичности спроса на товары длительного потребления и услуги также указывает на отсутствие монотонности в оценках по группам индекса IMPR. Нелогичным является то, что для бедных товары длительного потребления и услуги – нормальные блага при том, что для квазибогатых они выступают предметами роскоши. Другой же факт различия значений эластичности спроса на услуги со стороны богатых объясняется тем, что, как было указано выше, группа богатых включает меньшее количество домохозяйств, чьи доходы и расходы в среднем в два–три раза превосходят аналогичные характеристики более многочисленного кластера богатых.

Представляется интересным тот факт, что если при использовании индекса IMPR оценка эластичности в среднем по всей совокупности несущественно отличается от оценок, полученных из регрессий по выделенным группам, то она существенно отличается от значений, выведенных из регрессий по кластерам. Так, в случае товаров длительного потребления и услуг среднее от эластичностей по кластерам на порядок выше средней по всей совокупности. Или, наоборот, при рассмотрении продуктов питания эластичность из регрессии по всей совокупности не информативна, поскольку регрессии по кластерам указали на наличие статистически значимых различий в уровнях эластичности для богатых, квазибогатых и всех остальных. Данное наблюдение подчеркивает пользу от проведения классификации исходной совокупности средствами кластер-анализа.

Также важно отметить, что преимущество оценок эластичности по кластерам, нежели по группам индекса IMPR, состоит в том, что эти оценки являются устойчивыми (т.е. в целом слабоволатильными во времени и имеющими малый разброс).

Ключевые выводы

1. Применение многокритериального индекса богатства-бедности (IMPR) и кластер-анализа позволяет дифференцировать население по структуре поведения в отличие от индекса малого дохода (MFR).

2. Выделенные кластеры характеризуются однородностью и устойчивостью во времени потребительского поведения (определенного как в терминах бюджетных

¹⁵⁾ Теоретическая единица измерения функции полезности.

¹⁶⁾ В данном случае типичным является отмеченный Гиффеном период роста спроса на картофель при резком падении доходов населения Ирландии в XVII в.

коэффициентов, так и эластичностей спроса по доходу) в отличие от групп, определенных индексом IMPR.

3. На эволюцию потребительского поведения мог оказать влияние кризис доверия к банкам в 2004 г.

* *

*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Айвазян С.А., Мхитарян В.С. Прикладная статистика. М.: Финансы и статистика. Т. 1: Основы моделирования и первичная обработка данных (1983 г.). Т. 2: Исследование зависимостей (1985 г.). Т. 3: Классификация и снижение размерности (1989 г.).
 2. Бородкин Ф.М., Айвазян С.А. Глава 4. Микроэкономический анализ качества и образа жизни населения // Социальные индикаторы: Учебник для вузов. М., 2004.
 3. Banks J., Blundell R., Lewbel A. Quadratic Engel Curves and Consumer Demand // The Review of Economics and Statistics. 1997. Vol. 79. № 4. P. 527–539.
 4. Deaton A., Muellbauer J. An Almost Ideal Demand System // The American Economic Review. 1980. Vol. 70. № 3. P. 312–326.
 5. Gardes F., Duncan G., Gaubert P., Gurgand M., Starzec Ch. Panel and Pseudo-Panel Estimation of Cross-Sectional and Time-Series Elasticities of Food Consumption: The Case of U.S. and Polish Data // Journal of Business & Economic Statistics. 2005. Vol. 23. № 2.
 6. Gardes F., Gaubert P., Langlois S. Pauvreté et convergence des consommations au Canada. CRSA/RCSA, 1999. 36.3. P. 1–27.
 7. Gardes F., Louvet Ph. La convergence internationale des structures de consommation. Paris: CREDOC, 1986.
 8. Pashardes P. Bias in Estimating the Almost Ideal Demand System with the Stone Index Approximation // The Economic Journal. 1993. Vol. 103. № 419. P. 908–915.
- Ravaillon M. Poverty Comparisons. Washington DC: World Bank, 1995.

Таблица П2.
Бюджетные коэффициенты в разрезе индекса IMPR по 9 благам, %

Группа	Пища	Жилье	Одеж- да	Бытовая техника	Стра- ховка	Меди- цина	Куль- тура	Транс- порт	Прочие
2005 г.									
Бедные	80,1	6,4	2,8	0,0	0,0	2,3	0,0	1,5	7,0
Квази- бедные	59,5	13,9	7,4	0,4	0,1	4,9	0,1	3,1	10,6
Средний класс	42,3	12,5	11,4	3,7	0,3	5,5	0,3	3,1	20,9
Квази- богатые	24,1	8,4	13,8	10,0	0,7	7,5	0,3	2,5	32,7
Богатые	14,7	4,9	10,2	9,3	0,8	9,1	0,4	2,0	48,6
2004 г.									
Бедные	83,5	3,7	2,0	0,1	0,1	2,1	0,0	1,8	6,8
Квази- бедные	62,8	10,7	7,3	0,4	0,1	4,2	0,1	2,6	11,8
Средний класс	45,6	10,5	12,4	3,1	0,2	5,5	0,2	2,9	19,4
Квази- богатые	24,4	7,8	13,3	8,6	0,2	6,2	0,4	2,8	36,3
Богатые	13,7	4,8	11,5	11,2	0,5	6,7	0,2	2,4	49,0
2003 г.									
Бедные	78,3	5,4	2,7	0,0	0,0	2,9	0,0	2,2	8,4
Квази- бедные	62,8	10,1	8,4	0,4	0,1	4,1	0,1	2,9	11,1
Средний класс	42,4	11,1	13,7	3,3	0,4	6,0	0,3	3,0	19,7
Квази- богатые	25,2	7,8	16,3	8,1	0,4	7,1	0,3	3,1	31,7
Богатые	12,1	2,9	12,1	11,1	1,3	8,6	0,2	2,0	49,8
2002 г.									
Бедные	81,1	5,2	3,7	0,0	0,0	1,6	0,0	1,1	7,4
Квази- бедные	65,2	8,2	6,1	0,7	0,2	4,6	0,1	3,1	11,8
Средний класс	45,9	9,8	13,5	2,8	0,1	6,0	0,2	2,8	18,8
Квази- богатые	25,2	6,4	14,1	9,1	0,3	8,3	0,2	2,7	33,7
Богатые	15,8	3,4	11,5	10,8	0,4	5,8	0,4	2,1	49,8

Окончание табл. П2.

Группа	Пища	Жилье	Одежда	Бытовая техника	Страхование	Медицина	Культура	Транспорт	Прочие
2001 г.									
Бедные	81,2	4,3	2,6	0,0	0,0	2,4	0,0	1,0	8,6
Квази-бедные	61,6	9,9	9,1	0,1	0,0	4,4	0,1	2,7	12,1
Средний класс	45,5	9,4	13,3	2,1	0,2	6,4	0,3	3,0	19,8
Квази-богатые	27,6	5,4	15,4	8,2	0,2	5,8	0,3	3,2	34,0
Богатые	14,5	3,5	11,9	11,9	0,0	7,3	0,3	2,3	48,2
2000 г.									
Бедные	82,3	2,8	3,6	0,0	0,1	2,4	0,0	0,7	8,2
Квази-бедные	68,5	8,1	6,3	0,3	0,0	3,9	0,1	3,0	9,8
Средний класс	46,2	9,1	14,2	1,7	0,2	6,7	0,2	3,2	18,5
Квази-богатые	25,8	5,3	20,8	7,1	0,1	6,8	0,4	2,5	31,2
Богатые	14,5	4,1	13,7	10,3	0,1	6,4	0,2	1,8	48,9

Таблица П3.
Бюджетные коэффициенты в разрезе индекса MFR по 9 благам

Группа	Пища	Жилье	Одеж- да	Бытовая техника	Стра- ховка	Меди- цина	Куль- тура	Транс- порт	Прочие
2005 г.									
Бедные	50,6	11,7	10,4	1,2	0,1	4,7	0,2	2,9	18,2
Средний класс	45,5	12,2	9,9	3,8	0,3	5,5	0,2	2,8	19,7
Богатые	36,0	10,4	11,9	5,9	0,5	6,2	0,4	3,1	25,8
2004 г.									
Бедные	52,5	8,8	11,5	2,0	0,1	4,2	0,0	2,6	18,1
Средний класс	49,4	10,4	10,4	2,4	0,2	5,9	0,2	2,7	18,5
Богатые	36,8	8,7	12,6	6,6	0,3	4,8	0,4	3,0	26,7
2003 г.									
Бедные	44,4	10,0	14,3	2,1	0,2	4,8	0,3	3,4	20,7
Средний класс	47,4	10,6	11,4	2,6	0,4	6,3	0,2	2,6	18,4
Богатые	36,8	9,4	14,4	6,2	0,5	5,5	0,3	3,3	23,7
2002 г.									
Бедные	46,5	8,7	15,3	2,0	0,1	5,0	0,1	2,7	19,4
Средний класс	51,0	9,4	10,3	2,5	0,1	6,4	0,2	2,6	17,6
Богатые	39,1	8,1	13,7	5,4	0,1	5,3	0,4	2,9	25,0
2001 г.									
Бедные	43,1	8,3	15,0	1,6	0,1	7,1	0,1	3,4	21,3
Средний класс	50,2	9,4	11,0	1,6	0,2	6,2	0,2	2,4	18,7
Богатые	40,2	7,2	13,6	5,4	0,2	4,9	0,3	3,4	24,7
2000 г.									
Бедные	42,3	7,3	16,6	2,0	0,3	6,1	0,1	3,7	21,6
Средний класс	52,5	9,2	10,5	1,4	0,2	6,8	0,1	2,6	16,7
Богатые	42,0	6,9	16,3	3,9	0,1	5,3	0,3	3,1	22,0