

Статьи

Денежный спрос в Латвии*

Борис Силиверстов†

Немецкий институт экономических исследований, Берлин, Германия

В данной работе применяется прикладная модель исправления ошибок к денежному спросу в Латвии. В модели основное место занимает единственный коинтеграционный вектор, содержащий информацию о долгосрочном равновесном отношении между денежной массой, валовым внутренним продуктом и долгосрочной процентной ставкой. Модель проявляет стабильность коэффициентов и способность точно прогнозировать денежную массу за последние три года.

Ключевые слова: спрос на деньги, новые члены Евросоюза, Латвия

Классификация JEL: C32, E41.

1 Введение

Денежный спрос является одной из самых исследуемых тем в современной макроэкономике, о чем свидетельствует значительное количество как теоретических, так и прикладных научных работ, написанных за последние несколько десятков лет. Это может быть проиллюстрировано на примере обзорных статей Fase (1993), Sriram (2001) и Knell & Stix (2003), где обобщены результаты моделирования денежного спроса, соответственно, в 100 статьях, написанных в период от 1972 по 1992 гг.; в 28 статьях, опубликованных между 1990 и 1999 гг.; и в 68 статьях, написанных между 1990 и 1999 гг. Несмотря на то, что традиционно большая часть исследований была посвящена индустриально развитым странам западного мира, существует также и сравнительно небольшое количество исследований, изучающих спрос на деньги в странах Восточной Европы: Bolharyn & Babaian (1998) – для Украины, Karla (1999) – для Албании, Buch (2001) – для Венгрии и Польши, Payne (2003) – для Хорватии, Slavova (2003) – для Болгарии, Andronescu, Mohammadi & Payne (2004) – для Румынии, Bahmani-Oskooee & Barry (2000) и Oomes & Ohnsorge (2005) – для России.

В настоящей статье мы предлагаем прикладную модель денежного спроса в Латвии, используя данные с 1996 по 2005 год. Наша модель содержит небольшое количество переменных, и в то же время ее оценочные параметры проявляют стабильность во времени. Насколько нам известно, в соответствующей литературе существуют лишь два исследования, которые моделируют долговременный денежный спрос в Латвии – Tillers (2004) и Dreger, Reimers & Roffia (2006). Tillers (2004) оценивает модель денежного спроса, используя данные с 1996 по 2003 год. Главный результат этого исследования заключается в том, что оценка эластичности денежного спроса по отношению к валовому продукту существенно превышает единицу, тогда как оценка эластичности денежного спроса по отношению к процентной ставке статистически неотличима от нуля. Последний результат предполагает, что денежный спрос практически не зависит от изменений процентной ставки, и этот факт ставит под сомнения правильность спецификации модели, предложенной в Tillers (2004).

В свою очередь, главным вкладом статьи Dreger, Reimers & Roffia (2006) является использование методов панельной коинтеграции для оценки долгосрочного спроса на деньги для 10

*Цитировать как: Силиверстов, Борис (2006) «Денежный спрос в Латвии», Квантиль, №1, стр. 67–79.
Citation: Siliverstovs, Boriss (2006) “Modelling Demand for Money in Latvia,” Quantile, No.1, pp. 67–79.

†Адрес: DIW Berlin, Königin-Luise Straße 5, 14195 Berlin, Germany. Электронная почта: bsiliverstovs@diw.de

новых членов Европейского Союза, включая Латвию. Такой подход основывается на предположении, что для каждой страны модели долгосрочного спроса на деньги имеют одинаковые параметры. Принимая во внимание тот факт, что эти страны имеют различные как культурные, так и экономические особенности, правильность такого подхода можно поставить под сомнение. В дополнение, использование методов панельной коинтеграции предполагает, что спрос на деньги в каждой стране статистически не зависит от спроса на деньги в других странах. Сами авторы признают, что последнее предположение, скорее всего, не соответствует действительности, и, следовательно, результаты, полученные в Dreger, Reimers & Roffia (2006), могут быть поставлены под сомнение, например, из-за несмоделированной коинтеграции между переменными различных стран (Banerjee, Marcellino & Osbat, 2001). И, наконец, стабильность параметров моделей в Dreger, Reimers & Roffia (2006) вообще не рассматривается. Таким образом, необходимы дополнительные исследования долгосрочного спроса на деньги в каждой отдельной стране для проверки достоверности результатов, полученных в Dreger, Reimers & Roffia (2006).

Наше последующее изложение построено следующим образом. В следующем разделе описывается экономическая ситуация в Латвии. Раздел 3 содержит краткий обзор теоретических аспектов моделирования спроса на деньги. Раздел 4 содержит описание данных и их источников. В разделе 5 описываются метод моделирования и полученные результаты. Выводы делаются в последнем разделе.

2 Экономическая ситуация в Латвии

В последние 15 лет после обретения независимости в Латвии осуществился значительный экономический прогресс. Но необходимо отметить, что путь экономического развития не был и до сего времени не является простым. Начало 90-тых годов характеризовалось резким падением уровня производства вследствие нарушения хозяйственных связей, посредством которых латвийские предприятия были связаны с предприятиями на территории остальных республик бывшего Советского Союза. Сложная экономическая ситуация породила необходимость проведения ряда реформ, направленных на стабилизацию экономического положения и реструктуризацию экономики на рыночные отношения. Целью этих реформ были либерализация цен, отмена государственных субсидий предприятиям, приватизация, жесткий бюджетный контроль, устранение торговых барьеров, введение стабильной национальной валюты, учреждение национального центрального банка и т.д.

С момента учреждения Центральный Банк Латвии проводит независимую денежную политику, направленную на сокращение темпов инфляции и на поддержание стабильного обменного курса лата. Жесткая кредитно-денежная политика привела к постоянному снижению темпов годовой инфляции с 958,7% в 1992 году до 23,1% в 1995 и до 1,8% в 2000 году. Центральный Банк Латвии также преуспел в поддержании стабильного обменного курса национальной валюты. В 1994 году курс лата был прикреплен к специальным правам заимствования по курсу $1 \text{ SDR} = 0,7997 \text{ LVL}$. С тех пор валютная политика Банка Латвии приобрела форму валютного управления, где находящаяся в обращении денежная масса соответствует запасам золота и иностранной валюты, находящимся в распоряжении центрального банка. В 2005 году был установлен фиксированный курс лата по отношению к евро: $1 \text{ EUR} = 0,702804 \text{ LVL}$. Также необходимо отметить, что Центральный Банк Латвии сумел обеспечить стабильный курс лата в период как внутреннего банковского кризиса в 1995 году, так и в период российского финансового кризиса в 1998, которые оказали сильное негативное влияние на экономическую ситуацию в Латвии.

С 2000 года экономика Латвии развивается сравнительно быстрыми темпами (среднегодовой прирост ВВП составил примерно 7,6%). Прирост ВВП вызван в первую очередь сильным внутренним спросом, который преимущественно способствует дальнейшему росту сфе-

ры услуг, особенно торговой и строительной, а также ростом экспорта товаров благодаря значительным инвестициям. Так, с 2001 по 2004 годы доля инвестиций в ВВП составляла в среднем примерно 24,5%, а объем инвестиций за этот период вырос примерно на 40%. Без сомнения, такой быстрый прирост инвестиций был бы невозможен без учета прямых иностранных вложений, которые были привлечены в Латвию. С начала девяностых полный объем прямых иностранных вложений удваивался каждые 3–4 года, и к концу 2004 он составил примерно 2,3 миллиарда латов, что составляет около 30% годового ВВП.

Однако рекордные темпы прироста ВВП сопровождаются резким повышением темпов инфляции, которые в последние три года в среднем составляли около 6% в год. С одной стороны, увеличение темпов инфляции обуславливается такими внешними причинами, как повышение цен на энергоносители. С другой стороны, это обуславливается такими внутренними причинами, как быстрые темпы роста зарплат, которые часто превышали темпы роста производительности, а также обширным ростом объемов выдаваемых банками кредитов, обусловленным сравнительно низкими процентными ставками. Таким образом, высокие темпы инфляции не могут не вызывать тревогу у латвийских политиков и экономистов из-за опасности, что латвийские товары теряют свою конкурентоспособность на внешнем рынке. Существует дополнительная опасность, что сопутствующий увеличивающийся спрос на импортируемые товары может значительно увеличить дефицит торгового баланса страны, который может достичь угрожающих размеров.

Обобщая вышесказанное, можно сказать, что с момента восстановления независимости Латвия достигла значительного прогресса в реформировании экономики на рыночно-ориентированную. Несмотря на экономические кризисы, вызванные как внутренними, так и внешними причинами, латвийская экономика продолжает развиваться быстрыми темпами. На данный момент перед латвийскими политиками и экономистами стоит трудная задача по снижению сравнительно высоких темпов инфляции без негативных последствий для экономического развития страны. Учитывая описанную экономическую ситуацию в стране, наша задача состоит в определении факторов, которые влияют на денежный спрос в Латвии. Оценка статистической модели позволит произвести сравнительный анализ эластичности спроса на деньги по отношению к национальному валовому продукту и по отношению к процентной ставке в Латвии с результатами, полученными как для стран Восточной Европы с переходной экономикой, так и для западных индустриально развитых стран.

3 Теоретические аспекты

Модель долгосрочного спроса на деньги имеет следующий вид:

$$\frac{M}{P} = f(Y, I),$$

где денежный спрос в реальном выражении M/P измеряется как соотношение денежной массы M в номинальном выражении к уровню цен P . Такая спецификация модели предполагает, что в долгосрочной перспективе деньги нейтральны, т.е. они не имеют реального эффекта на валовый продукт страны, и что все колебания денежной массы в конечном итоге находят точное отражение в изменениях уровня цен. Как видно из уравнения, спрос на деньги моделируется как функция двух переменных: действительного валового внутреннего продукта Y , который показывает уровень экономической активности в стране, и долгосрочной процентной ставки I , которая показывает альтернативные издержки владения деньгами. Экономическая теория выделяет две главные причины держания денег: для выполнения разных операций, величина общего объема которых определяется ВВП, и для диверсификации портфеля ценных бумаг, где долгосрочная процентная ставка показывает доходность других видов ценных бумаг, которые не подпадают под определение денежной массы.

Таблица 1: Данные и их источники

Переменная	Сокращение	Код в базе	База данных
Денежная масса (M2) – млн. лат	M2	OA9410010.Q	GMM
Индекс потребительских цен 2000 = 100	CPI	94164...ZF...	IFS
Процентная ставка (долгосрочная)	I	IA9410133.Q	GMM
Номинальный ВВП – млрд. лат	Y	OA9410002.Q	GMM
Дефлятор ВВП 2000 = 100	PGDP	OA9410111.Q	GMM

После логарифмического преобразования долгосрочный спрос на деньги может быть представлен в следующем виде

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right) = \alpha_Y \ln(Y) + \alpha_I \ln(I) + \varepsilon, \quad (1)$$

где коэффициенты α_Y и α_I определяют долгосрочные эластичности денежного спроса по отношению к валовому продукту и по отношению к процентной ставке. Первый коэффициент является положительным, т.к. спрос на деньги увеличивается с ростом экономики. Второй коэффициент является отрицательным, т.к. увеличение долгосрочной процентной ставки приводит к возрастанию альтернативных издержек владения деньгами и, как следствие, к уменьшению спроса на деньги. Третье слагаемое ε обозначает элемент коррекции ошибок и измеряет величину отклонения от долговременного равновесия между моделируемыми переменными, определенным в уравнении (1).

Согласно обзорной статье Sriram (2001), модель долгосрочного спроса на деньги, используемая в данной статье, соответствует общей структуре других исследований денежного спроса, хотя она может отличаться от них в выборе как зависимой, так и независимых переменных.

4 Данные

Квартальные данные, охватывающие период с 1996:1 по 2005:4, были загружены из баз данных Global Market Monitor (GMM) и International Financial Statistics (IFS), см. таблицу 1. Для последующего анализа были произведены следующие преобразования: $m - p = \ln(M2/CPI)$ – денежная масса в реальном выражении, $y = \ln(GDP/PGDP)$ – реальный валовый продукт, $i = \ln(I)$ – долгосрочная процентная ставка. В нашей модели мы решили использовать логарифмическое преобразование процентной ставки по следующим причинам. Во-первых, принимая во внимание тот факт, что вариация и уровень процентной ставки были значительно выше в начале рассматриваемого периода, чем в конце, подобная трансформация немного сглаживает временный ряд. Во-вторых, логарифмическая трансформация позволяет интерпретировать параметр при процентной ставке как эластичность денежного спроса по отношению к процентной ставке. Преобразованные данные представлены на Рис. 1.

5 Эконометрическая модель

Тестирование на коинтеграцию

В этом подразделе мы применяем подход к моделированию, пропагандируемый в Hendry & Mizon (1993) и Hendry & Juselius (2000, 2001), среди прочих. В частности, в качестве отправного пункта мы используем векторную авторегрессионную модель VAR(n), на которую

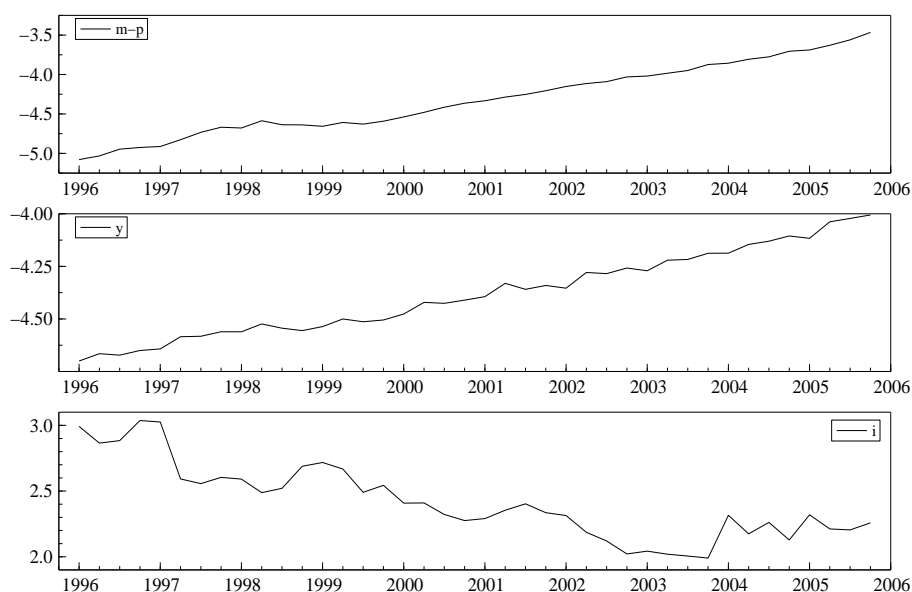


Рис. 1: Данные за 1996–2005 гг.

Таблица 2: Модель VAR: диагностические тесты

	Тесты для одного уравнения			Векторные тесты	
	$(m-p)_t$	y_t	i_t		
$F_{AR}(1-3)(3,32)$	[0,272]	[0,046]*	[0,687]	$F_{AR}(1-3)(27,70)$	[0,072]
$\chi^2_{Norm}(2)$	[0,535]	[0,916]	[0,214]	$\chi^2_{Norm}(6)$	[0,443]
$F_{Hetero}(6,28)$	[0,047]*	[0,570]	[0,371]	$F_{Hetero}(36,103)$	[0,627]
$F_{Hetero-X}(9,25)$	[0,123]	[0,727]	[0,229]	$F_{Hetero-X}(54,106)$	[0,714]
$F_{ARCH}(1)(3,29)$	[0,799]	[0,181]	[0,535]		

Замечания: В скобках приведены соответствующие P-значения статистик.

еще не наложены никакие ограничения. Эта модель, представленная как модель исправления ошибок, выглядит следующим образом:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{n-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \mu + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N_k(0, \Sigma), \quad (2)$$

где $x_t = ((m-p)_t, y_t, i_t)'$ является k -мерным вектором переменных, описанных выше, а μ обозначает константу.

Далее мы предпринимаем следующие шаги. После выбора авторегрессионного порядка n VAR-модели мы производим статистические тесты на присутствие коинтеграции среди рассматриваемых переменных и затем налагаем соответствующие ограничения на модель VAR(n). После этого мы с помощью статистических тестов пытаемся установить, являются ли рассматриваемые переменные слабо экзогенными по отношению к параметрам долгосрочной функции спроса на деньги. Мы используем результаты для построения модели денежного спроса, которая включает в себя как краткосрочную, так и долгосрочную информацию о связях между переменными, обнаруживает стабильность параметров, успешно преодолевает диагностические тесты и может точно прогнозировать зависимую переменную за последние несколько лет.

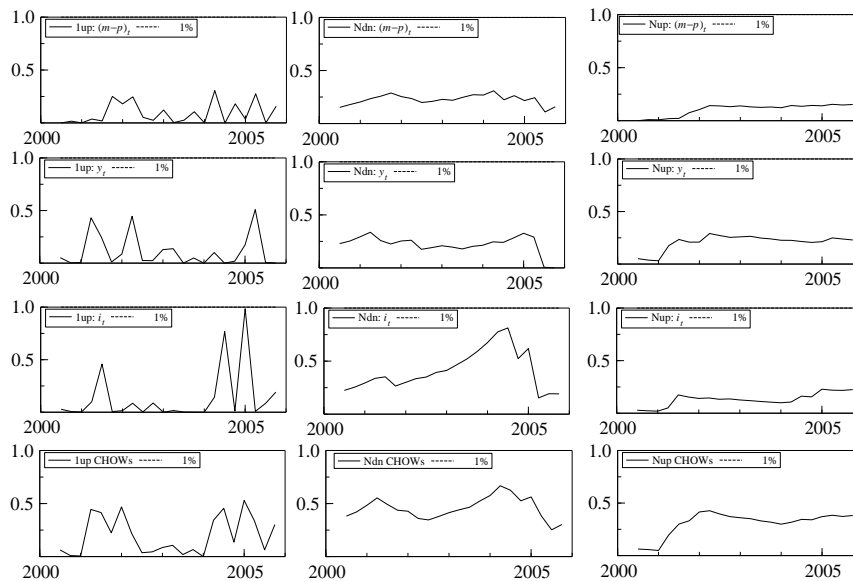


Рис. 2: Модель VAR: рекурсивный тест Чау

Из-за сравнительно малого количества наблюдений ($T = 40$) необходимо выбрать как можно меньший авторегрессионный порядок модели n . Как видно из таблицы 2, где отображены результаты диагностических тестов, VAR(1) может достаточно хорошо описать данные, т.к. никаких существенных отклонений от допущений, положенных в основу модели, не обнаружено. В таблице 2 приведены следующие диагностические тесты, используемые как для одного уравнения, так и для системы уравнений: F_{AR} – тест об отсутствии автокорреляции в остатках регрессии (Godfrey, 1978); χ^2_{Norm} – тест о нормальном распределении остатков регрессии (Doornik & Hansen, 1994); F_{Hetero} и $F_{Hetero-X}$ – тесты об отсутствии гетероскедастичности в остатках регрессии (White, 1980); F_{ARCH} – тест об отсутствии ARCH эффектов в остатках регрессии (Engle, 1982). Исходная VAR(1) модель также демонстрирует стабильность параметров, как видно на Рис. 2, где отображена рекурсивно оцененная статистика Чау, пронормированная критическим значением, которое соответствует уровню значимости 1%.¹ Все диаграммы, оценка параметров модели, а также диагностические тесты были произведены с помощью GiveWin 2.2 и Pc-Give 10.2 (см. Doornik & Hendry, 2001a, 2001b).

Наш следующий шаг заключается в наложении ограничений на исходную модель VAR(1). Для этого мы используем коинтеграционный метод Йохансена, основанный на максимизации функции правдоподобия. В таблице 3 приведены результаты тестов на наличие коинтеграции в нашей модели, где использованы как асимптотические критические значения, так и критические значения с поправкой на малое количество наблюдений (Osterwald-Lenum, 1992). Результаты тестов указывают на наличие одного коинтеграционного соотношения между переменными в модели.

Дополнительную информацию о динамических свойствах модели (и о количестве общих стохастических трендов) возможно получить сравнивая модули собственных значений сопровождающей матрицы, рассчитанных для исходной модели и для модели, на которую наложены коинтеграционные ограничения. Величина самого большого модуля немного превышает единицу, но очень вероятно, что она статистически незначимо отличается от единицы. Далее, значения модулей второго и третьего по величине собственных значений довольно близки к единице и к нулю, что, соответственно, согласуется с результатами формального статисти-

¹Фиктивная переменная $D_t = D0401$ была добавлена к исходной модели, чтобы учесть скачок процентной ставки в первом квартале 2004 года в ответ на резкое увеличение темпов инфляции.

Таблица 3: Модель VAR: тесты на коинтеграцию

Асимптотические критические значения				
Ранг	След	Р-значение	λ_{\max}	Р-значение
$r = 0$	51,86	[0,000]**	39,3	[0,000]**
$r = 1$	12,56	[0,133]	11,6	[0,127]
$r = 2$	0,96	[0,328]	0,96	[0,328]
Исправленные критические значения				
Ранг	След	Р-значение	λ_{\max}	Р-значение
$r = 0$	47,97	[0,000]**	36,35	[0,000]**
$r = 1$	11,62	[0,178]	10,73	[0,171]
$r = 2$	0,89	[0,347]	0,89	[0,347]
Модули собственных значений				
Без ограничения		$r = 1$		
1,017		1,000		
0,701		1,000		
0,046		0,033		

Таблица 4: Модель VAR: тесты на стационарность

Стационарность					Тренд-стационарность					
$(m-p)_t$	y_t	i_t	$\chi^2(2)$	Р-значение	$(m-p)_t$	y_t	i_t	тренд	$\chi^2(2)$	Р-значение
.	0	0	34,732	[0,000]**	.	0	0	.	36,687	[0,000]**
0	.	0	34,242	[0,000]**	0	.	0	.	32,352	[0,000]**
0	0	.	26,661	[0,000]**	0	0	.	.	29,415	[0,000]**

Замечания: '0' обозначает наложенное ограничение, что соответствующий коэффициент равен нулю, '.' обозначает отсутствие какого-либо ограничения.

ческого анализа. Наконец, после наложения коинтеграционного ранга $r = 1$ два наибольших собственных значения становятся равными единице, тогда как наименьшее собственное значение остается близким к нулю. Таким образом, беря во внимание результаты как статистического анализа, так и результаты анализа сопровождающей матрицы, мы приходим к выводу о наличии единственного коинтеграционного вектора в нашей модели.

Далее, полагаясь на наложенный коинтеграционный ранг $r = 1$, мы можем провести следующие статистические тесты: тесты на (тренд-)стационарность переменных, тест о возможном исключении какой-либо переменной из коинтеграционного вектора и тест о статусе переменных как слабо экзогенных по отношению к параметрам коинтеграционного вектора. Тест на (тренд-)стационарность переменных был предложен в Johansen & Juselius (1992). Этот тест является разновидностью теста Дикки-Фуллера с той разницей, что в нем используется не одна, а все переменные, которые есть в модели, и в том, что нулевая гипотеза соответствует стационарности переменной. Этот тест основан на том, что только стационарная линейная комбинация $I(1)$ переменных или только сама стационарная переменная могут принадлежать к коинтеграционному пространству. Таким образом, этот тест проверяет возможность того, что коинтеграционный вектор состоит из одной переменной. Соответствующая статистика имеет χ^2 распределение с $k - r = 2$ степенями свободы.

Тест о возможном исключении какой-либо переменной из коинтеграционного вектора был предложен в Johansen & Juselius (1992). Соответствующая статистика имеет χ^2 распределе-

Таблица 5: Модель VAR: тесты на слабую экзогенность по отношению к параметрам коинтеграционного вектора и на исключение из коинтеграционного вектора

Слабая экзогенность					Исключение из коинтеграционного вектора				
$(m-p)_t$	y_t	i_t	$\chi^2(1)$	Р-значение	$(m-p)_t$	y_t	i_t	$\chi^2(1)$	Р-значение
0	.	.	11,420	[0,001]**	0	.	.	24,350	[0,000]**
.	0	.	4,978	[0,026]*	.	0	.	23,048	[0,000]**
.	.	0	2,779	[0,096]	.	.	0	8,450	[0,004]**
$(m-p)_t$	y_t	i_t	$\chi^2(2)$	Р-значение					
.	0	0	6,690	[0,036]*					

Замечания: '0' обозначает наложенное ограничение, что соответствующий коэффициент равен нулю, '.' обозначает отсутствие какого-либо ограничения.

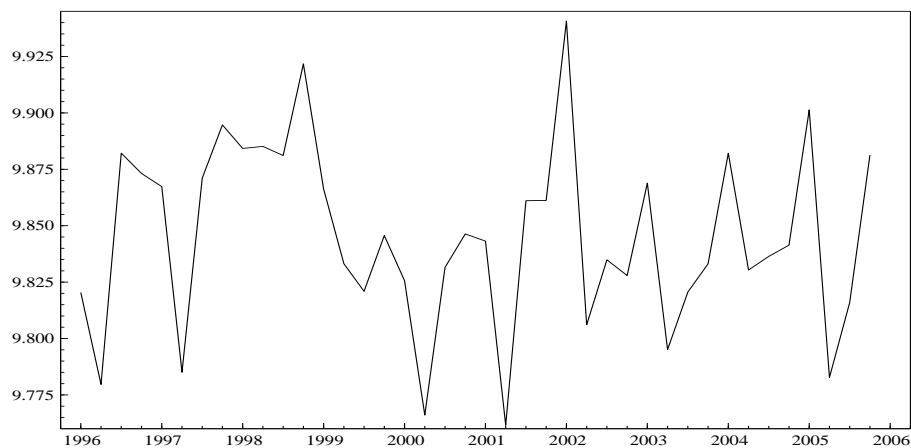


Рис. 3: Модель VAR: коинтеграционный вектор

ние с $r = 1$ степенями свободы. Тест о статусе переменных как слабо экзогенных по отношению к параметрам коинтеграционного вектора проверяет нулевую гипотезу, что зависимые переменные не реагируют на отклонения от долгосрочного равновесия между рассматриваемыми переменными, представленными коинтеграционным вектором.

Таблицы 4 и 5 содержат результаты вышеперечисленных тестов. Нулевая гипотеза, что моделируемые переменные являются (тренд-)стационарными, решительно отвергается. Также на уровне значимости 1% отвергается нулевая гипотеза, что переменные $(m-p)_t$, y_t и i_t могут быть исключены из коинтеграционного вектора (см. правую панель таблицы 5).

Согласно результатам теста о статусе переменных как слабо экзогенных по отношению к параметрам коинтеграционного вектора (см. левую панель таблицы 5) мы не можем отклонить нулевую гипотезу, что переменные y_t и i_t являются слабо экзогенными, на уровнях значимости 1% и 5%, соответственно. Результат проверки совместной гипотезы, что обе переменные одновременно являются слабо экзогенными, также подтверждает нулевую гипотезу с соответствующим Р-значением $p=0,036$. Для проверки стабильности полученного результата по отношению к размеру выборки мы протестировали совместную нулевую гипотезу рекурсивно. Полученная статистика, пронормированная критическим значением, которое соответствует уровню значимости 1%, отображена на нижней панели Рис. 4. Как видно, то ограничение, что обе переменные y_t и i_t являются слабо экзогенными, не может быть отвергнуто для всех подвыборок. Основываясь на этом, в дальнейшем анализе мы будем

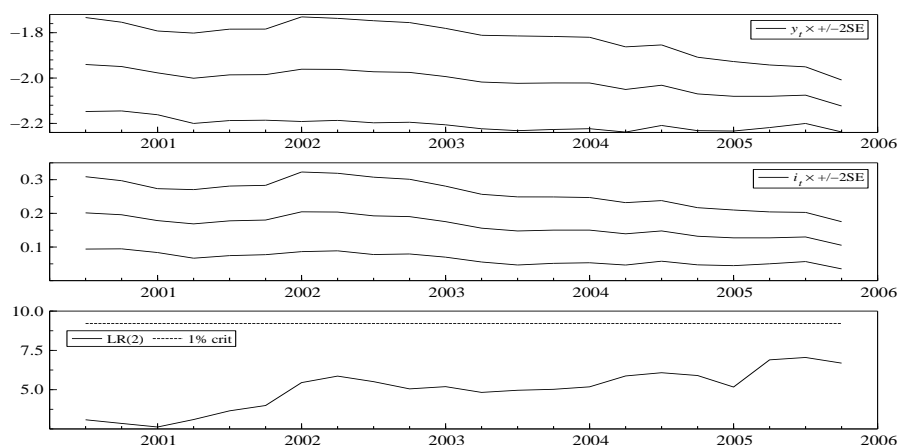


Рис. 4: Модель VAR: рекурсивно оцененные коэффициенты коинтеграционного вектора (верхняя и средняя панели); рекурсивно оцененная статистика нулевой гипотезы о совместном статусе слабой экзогенности переменных y_t и i_t по отношению к параметрам коинтеграционного вектора, пронормированная 1% критическим значением (нижняя панель)

рассматривать эти переменные как слабо экзогенные по отношению к параметрам коинтеграционного вектора.

Модель долгосрочного спроса на деньги

Наложение ограничений, обусловленных статусом слабо экзогенных переменных y_t и i_t по отношению к параметрам коинтеграционного вектора, приводит к следующим результатам

$$(m - p)_t = \begin{matrix} 2,123 & - & 0,105 \\ (0,057) & & (0,035) \end{matrix} y_t - i_t + \text{const}, \quad (3)$$

где под оценками коэффициентов в скобках приводятся соответствующие стандартные ошибки. Оцененные коэффициенты имеют ожидаемые знаки, и они статистически значимо отличаются от нуля. Оцененный коинтеграционный вектор изображен на Рис. 3. На верхней и средней панелях Рис. 4 отображены рекурсивно оцененные коэффициенты для переменных y_t и i_t , и, как видно, они являются стабильными по отношению к изменяющемуся размеру выборки.

На данном этапе уместно сравнить наши точечные оценки долгосрочных эластичностей с результатами более 500 других исследований, обобщенными в Knell & Stix (2006). Авторы сообщают, что среднее и медиана всех собранных эластичностей по отношению к валовому продукту равны примерно единице, хотя присутствует значительный разброс ее значений. Они также находят, что эластичность денежного спроса по отношению к валовому продукту, рассчитанная для стран Еврозоны, составляет примерно 1,28 или 1,42, в зависимости от того, как суммировались результаты различных исследований. Цифра 1,28 была получена взятием средневзвешенного от всех соответствующих эластичностей, отдельно рассчитанных для каждой страны Еврозоны. Тогда как цифра 1,42 была получена взятием среднего значения всех эластичностей, рассчитанных одновременно для нескольких стран Европы, т.е. данные были обобщены перед проведением оценивания модели.

Видно, что наша оценка эластичности денежного спроса по отношению к валовому продукту в Латвии является сравнительно высокой, чем найденная для стран Еврозоны. С другой стороны, она близка к оценке, найденной в Tillers (2004) (2,35), и она несколько выше, чем оценки, полученные в Dreger, Reimers & Roffia (2006), в зависимости от метода оценивания: 1,73, 1,94 и 1,78 – для методов оценивания, предложенных в Pedroni (1999), Mark & Sul (2003)

и Breitung (2005), соответственно. Значение эластичности денежного спроса по отношению к валовому продукту, если оно больше единицы, обычно объясняется постепенным снижением скорости обращения денег, наблюдаемым за период обращения, как уже было отмечено в Tillers (2004) для Латвии.

Наша оценка долгосрочной эластичности денежного спроса по отношению к долгосрочной процентной ставке значительно ниже, чем средняя оценка, основанная на 440 и 367 исследованиях денежного спроса, результаты которых были обобщены в Fase (1993) (-0,25) and Knell & Stix (2003) (-0,34), соответственно. Хотя интересно отметить, что наша оценка очень близка к тем оценкам, полученным в Dreger, Reimers & Roffia (2006), для эластичности денежного спроса по отношению к краткосрочной процентной ставке: -0,09, -0,07, and -0,06 – для методов оценивания, предложенных в Pedroni (1999), Mark & Sul (2003) и Breitung (2005), соответственно.

Исходя из полученных результатов и их сравнительного анализа с результатами предыдущих исследований, мы можем сделать вывод, схожий с выводом, полученным в Dreger, Reimers & Roffia (2006), что спецификация модели долгосрочного денежного спроса для стран Восточной Европы с переходной экономикой скорее всего отличается от подобной спецификации, применимой в странах Еврозоны. Долгосрочная эластичность денежного спроса по отношению к валовому продукту значительно больше, а долгосрочная эластичность денежного спроса по отношению к долгосрочной процентной ставке значительно ниже, чем соответствующие величины для стран Западной Европы.

Модель исправления ошибок

Как показано в Johansen (1992), статус слабой экзогенности некоторых переменных позволяет выразить модель (2) в форме условной модели, которая после удаления статистически незначимых переменных выглядит следующим образом

$$\Delta(m-p)_t = 0,149 \Delta(m-p)_{t-1} + 0,875 \Delta y_t - 0,423 \Delta y_{t-1} - 0,708 ec_{t-1} + 6,990,$$

(0,070) (0,161) (0,186) (0,107) (1,060)

$$\hat{\sigma} = 0,023, R^2 = 0,715, T = 40, F_{AR(1-3)}(3, 32) = 0,877 [0, 463], \chi^2_{Norm}(2) = 4,397 [0, 111],$$

$$F_{Hetero}(8, 26) = 0,387 [0, 918], F_{Hetero-X}(14, 20) = 0,318 [0, 984],$$

$$F_{ARCH(1-3)}(3, 29) = 0,608 [0, 615], F_{RESET}(1, 34) = 1,030 [0, 317],$$

где под оценками коэффициентов в скобках приводятся соответствующие стандартные ошибки. Мы также использовали дополнительный диагностический тест Ramsey (1969), который проверяет правильность спецификации регрессии. Условная модель имеет малое количество параметров, и в то же время она успешно преодолевает диагностическое тестирование. Важно также и то, что коэффициент при элементе исправления ошибок ec_t значительно отличается от нуля и имеет правильный знак.

Условная модель имеет большую объясняющую силу, что хорошо проиллюстрировано на Рис. 5, где отображены истинные и подогнанные значения регрессии. Оценки параметров высоко значимы и проявляют стабильность согласно рекурсивно примененному тесту Чау, одношаговым остаткам регрессии, и рекурсивной оценке самих параметров условной модели, отображенным на Рис. 6. Наконец, условная модель способна аккуратно прогнозировать денежную массу в течении последних трех лет (2003:1–2005:4) (см. одношаговые прогнозы на Рис. 7), что также видно из рассчитанной F-статистики Чау $F(12, 23) = 0,387 [p = 0,955]$, которая проверяет стабильность модели на основе произведенных ею прогнозов.

6 Заключение

В данной работе мы применяем прикладную модель исправления ошибок к денежному спросу в Латвии, где основное место занимает единственный коинтеграционный вектор, который

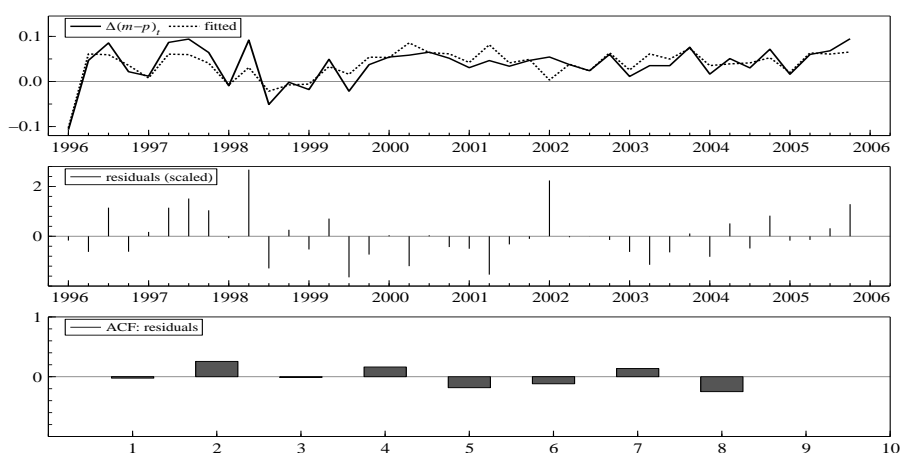


Рис. 5: Модель исправления ошибок: действительные и подобранные значения (верхняя панель); остатки регрессии (средняя панель); автокорреляционная функция остатков регрессии (нижняя панель)

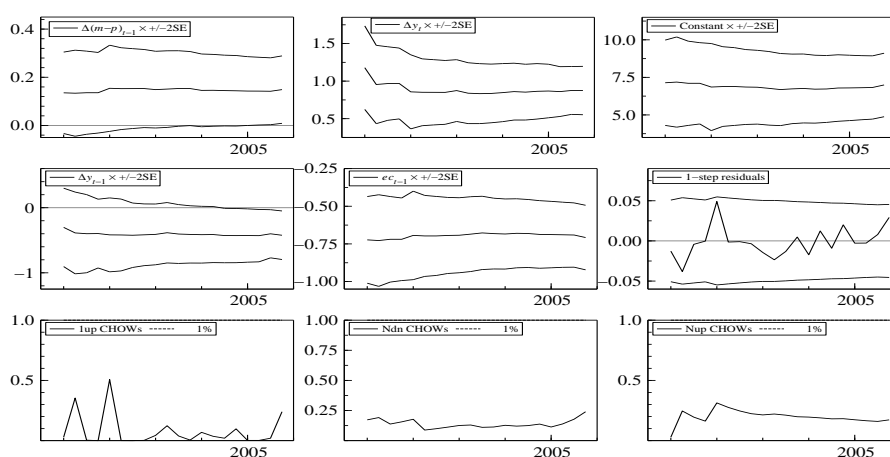


Рис. 6: Модель исправления ошибок: анализ стабильности оцененных параметров

содержит информацию о долгосрочном равновесном отношении между денежной массой, валовым внутренним продуктом и долгосрочной процентной ставкой. Модель проявляет стабильность коэффициентов и способность точно прогнозировать денежную массу в течение последних трех лет.

Согласно полученным результатам, можно сделать следующие выводы. Оценка долгосрочной эластичности денежного спроса по отношению к валовому продукту в Латвии не только больше единицы, но и превышает значение эластичности, полученной для стран Западной Европы. В то же время оценка долгосрочной эластичности денежного спроса по отношению к долгосрочной процентной ставке значительно ниже, чем средняя оценка, основанная на 440 и 367 исследований денежного спроса, результаты которых были обобщены в Fase (1993) и Knell & Stix (2003), соответственно. Таким образом, наши результаты подтверждают наблюдение, сделанное в Dreger, Reimers & Roffia (2006), что спецификация модели долгосрочного денежного спроса для стран Восточной Европы с переходной экономикой, скорее всего, отличается от подобной спецификации, применимой для стран Еврозоны.

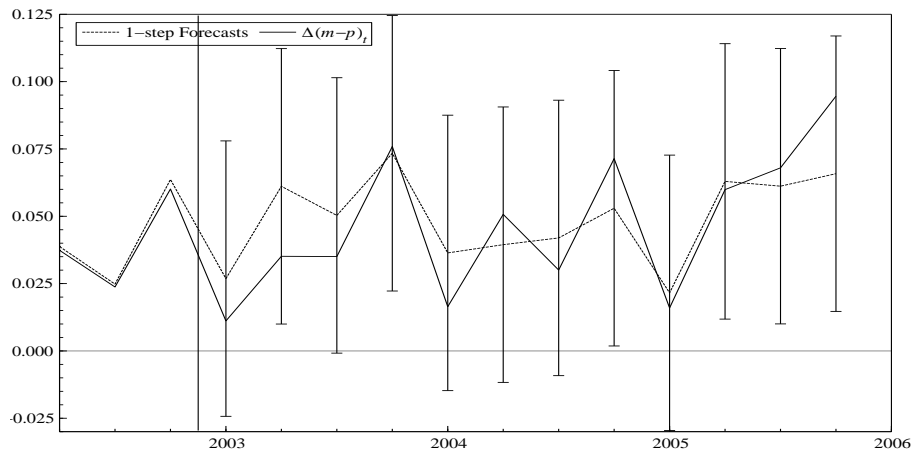


Рис. 7: Модель исправления ошибок: одношаговые прогнозы

Список литературы

- Andronescu, A., H. Mohammadi & J.E. Payne (2004). Long-run estimates of money demand in Romania. *Applied Economics Letters* 11, 861–864.
- Bahmani-Oskooee, M. & M.P. Barry (2000). Stability of the demand for money in an unstable country: Russia. *Journal of Post-Keynesian Economics* 22, 619–629.
- Banerjee, A., M. Marcellino & C. Osbat (2001). Some cautions on the use of panel methods for integrated series of macroeconomic data. IGER working paper No 170.
- Bolharyn, I.V. & K. Babaian (1998). Modeling money demand in the Ukrainian economy. *Russian and East European Finance and Trade* 34, 45–55.
- Breitung, J. (2005). A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data. *Econometric Reviews* 24, 151–173.
- Buch, C.M. (2001). Money demand in Hungary and Poland. *Applied Economics* 33, 989–999.
- Doornik, J.A. & H. Hansen (1994). A practical test for univariate and multivariate normality. Discussion Paper, Nuffield College, Oxford.
- Doornik, J.A. & D.F. Hendry (2001a). GiveWin: An Interface to Empirical Modelling. London: Timberlake Consultants Press.
- Doornik, J.A. & D.F. Hendry (2001b). Modelling Dynamic Systems Using PcGive, Volume II. London: Timberlake Consultants Press.
- Dreger, C., H.-E. Reimers & B. Roffia (2006). Long-run money demand in the new EU member states with exchange rate effects. ECB working paper series No 628.
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. *Econometrica* 50, 987–1007.
- Fase, M. (1993). The stability of the demand for money in the G7 and EC countries: A survey. Research Memorandum WO&E Nr. 9321.
- Godfrey, L.G. (1978). Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica* 46, 1303–1313.
- Hendry, D.F. & K. Juselius (2000). Explaining cointegration analysis. Part 1. *Energy Journal* 21, 1–42.
- Hendry, D.F. & K. Juselius (2001). Explaining cointegration analysis. Part 2. *Energy Journal* 22, 75–120.
- Hendry, D.F. & G.E. Mizon (1993). Evaluating econometric models by encompassing the VAR. In P. C. Phillips (Ed.), *Models, Methods and Applications of Econometrics*, Basil Blackwell.

- Johansen, S. (1992). Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand. *Journal of Policy Modeling* 14, 313–334.
- Johansen, S. & K. Juselius (1992). Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for the UK. *Journal of Econometrics* 53, 211–244.
- Karla, S. (1999). Inflation and money demand in Albania. *Russian and East European Finance and Trade* 35, 82–105.
- Knell, M. & H. Stix (2003). How robust are money demand estimations? A meta-analytic approach. Working Paper 81, Oesterreichische Nationalbank.
- Knell, M. & H. Stix (2006). Three decades of money demand studies: Differences and similarities. *Applied Economics* 38, 805–818.
- Mark, N.C. & D. Sul (2003). Cointegration vector estimation by panel DOLS and long-run money demand. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 65, 665–680.
- Oomes, N. & F. Ohnsorge (2005). Money demand and inflation in dollarized economies: The case of Russia. *Journal of Comparative Economics* 33, 462–483.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 461–72.
- Payne, J.E. (2003). Post stabilization estimates of money demand in Croatia: Error correction model using the bounds testing approach. *Applied Economics* 35, 1723–1727.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, 653–670.
- Ramsey, J.B. (1969). Test for specification errors in classical linear least squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society B* 31, 350–371.
- Slavova, S. (2003). Money demand during hyperinflation and stabilization: Bulgaria, 1991-2000. *Applied Economics* 35, 1303–1316.

Modelling Demand for Money in Latvia

Boriss Siliverstovs

DIW Berlin, Germany

This study develops an error correction model for money demand in Latvia. The core of the model is a single cointegrating vector containing information about the long-run equilibrium between the real money balances, gross domestic product, and long-term interest rate. The model exhibits coefficient stability and has proved to accurately predict the money balances during the last three years.

Keywords: money demand, new EU member states, Latvia

JEL Classification: C32, E41.

Социально-экономические детерминанты курения в России*

Сергей Арженовский[†]

Ростовский государственный экономический университет, Ростов-на-Дону, Россия

Исследуются детерминанты начала курения и отказа от вредной привычки, а также «тяжести» курения на основе данных РМЭЗ. Выявлено асимметричное влияние цены дешевых и дорогих сигарет на начало и отказ от курения. Подтвержден привыкающий характер потребления сигарет. Обнаружены возможности сокращения курения путем пропаганды здорового образа жизни.

Ключевые слова: Россия, курение, анализ продолжительности, модель рисков
Классификация JEL: C41, D12, I12.

1 Введение

По данным Росстата РФ, на табак и алкоголь население тратит 4–5% своих доходов. Россияне израсходовали на сигареты в 2001 году по одним оценкам 1,46 млрд. долларов (Росстат РФ), по другим – 5–6 млрд. долл. (IRG VS). Курение является врагом номер один. В России курят 67% мужчин (в три раза больше, чем, например, в США) и 30% женщин, причем приобщение к табаку начинается в возрасте до 11-ти лет, в 7–8 классах школы систематически курят 8–12%, в 9–10-х классах – 21–24%.

Актуально предвидеть, какие меры могут привести к стимулированию ведения здорового образа жизни, и какие последствия могут иметь государственные программы по борьбе с курением. Неясно, как влияет изменение цен на сигареты на потребление табака в России. Важно понять, какие причины побуждают к началу курения и его продолжению.

В настоящей работе впервые на российских данных исследованы экономические аспекты потребления табака. Цель исследования – анализ факторов, определяющих преодоление двойного барьера, – начало курения и отказ от курения, а также детерминанты потребления табака.

Теоретической основой исследования являлись модели формирования зависимости, использующие привыкающий характер курения. Эконометрическим инструментарием являлись множительные оценки Каплана–Мейера, модели пропорциональных рисков Кокса и регрессии на панельных данных. Использовались данные шести раундов Российского мониторинга экономики и здоровья населения (РМЭЗ, или RLMS – Russian Longitudinal Monitoring Survey), за 1994–2001 гг. и данные Росстата о ценах на сигареты в регионах.

Следует отметить, что исследований, посвященных тем или иным аспектам экономики курения, достаточно много. Chaloupka & Warner (1999) содержит добротный обзор имеющихся работ как теоретического, так и эмпирического характера. В большинстве современных исследований спроса на сигареты используется привыкающий характер курения, причем авторы следуют модели рационального привыкающего поведения, предложенной в Becker & Murphy (1988). Мы также неявно следуем этой модели. Однако центральными в формировании антитабачной политики являются вопросы, почему люди начинают курить и почему отказываются от привычки курения. Адекватным инструментом для измерения и анализа риска перехода между состояниями приобретения привычки и отказа от нее являются

*Цитировать как: Арженовский, Сергей (2006) «Социально-экономические детерминанты курения в России», Квантиль, №1, стр. 81–100. Citation: Arzhenovsky, Sergey (2006) “Socioeconomic determinants of smoking in Russia,” *Quantile*, No.1, pp. 81–100.

[†]Адрес: 344002, г. Ростов-на-Дону, ул. Б. Садовая, 69, РГЭУ, Кафедра математической статистики, эконометрики и актуарных расчетов. Электронная почта: asv1@nm.ru

модели продолжительности. Основная проблема при построении этих моделей заключается в цензурировании выборки, поскольку индивиды, которые не курят – либо вообще не курят, либо отказались от привычки курения (проблема двойного барьера). Labeaga (1999) учитывает цензурирование при оценивании модели рационального привыкания, используя подход с двойным барьером, в предположении, что индивид является сначала потенциальным курильщиком (хочет курить), а затем максимизирует свою потребительскую функцию полезности, то есть действительно курит. Проблема цензурирования решается и в работе Beenstock & Rahav (2003), где авторы использовали модель продолжительности для исследования процесса начала потребления наркотических веществ. Авторы выделяют цензурированных индивидов, которые никогда не будут потреблять наркотические вещества, и тех, для которых начало потребления – вопрос времени.

Следуя указанным работам, мы считаем риском начала курения вероятность начала курения в данный момент времени при условии, что индивид не курил ранее. Риск отказа от курения – вероятность отказа от привычки в данный период при условии, что индивид курит с момента начала курения. Эти две величины по-разному реагируют на факторы, поскольку первая отражает точку зрения некурящих, а вторая – курильщиков.

Другим инструментом оценивания риска начала или отказа от курения являются модели участия. В частности, Douglas (1988) исследовал факторы, влияющие на решения о начале и прекращении курения в рамках модели рационального привыкания с помощью упорядоченной пробит-модели для расщепленной по полу выборки, в которой выделены индивиды никогда не курившие, начавшие и бросившие курить, и начавшие и продолжающие курить. Цена сигарет являлась переменной, изменяющейся по времени. Для модели начала курения использовалось лог-логистическое распределение, а для модели прекращения курения – распределение Вейбулла. Автор получил значимые оценки для цены в обеих моделях, однако для модели инициирования курения эффект цены мал. Jones (1989) оценил пробит модель с двойным барьером для попытки бросить курить и ее успешной реализации. Важная переменная цены не была включена в модель.

Однако, как нам представляется, модели продолжительности имеют некоторые преимущества по сравнению с моделями участия (пробит-модели), поскольку в последних трудно контролировать эффект продолжительности привычки. Отметим в этой связи обстоятельную недавнюю работу Forster & Jones (2001), в которой получены оценки налоговой эластичности 0,16 для мужчин и 0,08 для женщин для возраста начала курения и $-0,60$ и $-0,46$ соответственно для продолжительности курения. Forster & Jones (2001) описывают проблемы с данными о потреблении табака, а также возможности эконометрики по тестированию на ошибки спецификации моделей продолжительности, что мы используем в своем исследовании. Наконец, Tauras (1999) и Tauras, O'Malley & Johnston (2001) оценивали параметрические и полупараметрические модели продолжительности для моделирования прекращения курения среди молодежи. Оценки показывают, что увеличение цены сигарет увеличивает вероятность отказа от курения. Средняя ценовая эластичность прекращения $-0,343$. Кроме того, получены значимые ограничения курения на рабочем месте и в публичных местах, увеличивающие вероятность отказа от курения для молодежи.

К сожалению, в России нет традиций эконометрического анализа потребления табака. В имеющихся фрагментарных исследованиях чаще всего констатируются отрицательные последствия курения на основе статистических данных.

2 Инициирование и прекращение курения: модель пропорциональных рисков Кокса

В нашем распоряжении имеются панельные данные РМЭЗ, позволяющие существенно расширить рамки традиционного статистического анализа данных, а также не ограничиваться

только анализом таблиц сопряженностей и другими стандартными инструментами. Поскольку данные позволяют установить дату начала и окончания курения, мы используем наиболее адекватный в этом случае эконометрический аппарат анализа длительностей для «данных времени жизни».

Мы используем сообщенный респондентами возраст начала курения для определения календарного года начала курения для тех индивидов, которые когда-либо курили. Однако выборка содержит также индивидов, которые никогда не курили. В полупараметрической модели продолжительности такие наблюдения интерпретируются как неполные периоды, и принимается, что все индивиды терпят неудачу при инициировании курения. Эти наблюдения классифицируются как цензурированные справа по году опроса РМЭЗ (Beenstock & Rahav, 2003).

На начальном этапе анализа факторов, влияющих на «риск» начала курения, используется непараметрический анализ. Он особенно удобен для того, чтобы выдвинуть гипотезы по поводу теоретического распределения длительностей до момента прекращения. Одним из результатов этого анализа является то, что при оценке функции риска и функции выживания он позволяет получить графическое представление этих функций с учетом наличия цензурированных данных. Наиболее распространенным непараметрическим методом является множительная оценка Каплана–Мейера (Lancaster, 1990). Преимущество данной оценки заключается в том, что она позволяет учесть наличие цензурирования и одинаковых по длительностям наблюдений в выборке.

Важной задачей предварительного анализа данных является сравнение кривых функций надежности для различных страт/подгрупп. Сходство кривых может быть оценено с помощью ряда критериев. Мы воспользуемся логарифмически ранговой статистикой как наиболее распространенным критерием, чтобы определить, включать ли соответствующую переменную в результирующую модель или нет.

Для оценки совместного эффекта факторов, влияющих на инициирование/прекращение курения, используются параметрические и полупараметрические модели (Cox & Oakes, 1984; Lancaster, 1990). Надежной и широко применяемой в этом случае является модель пропорциональных рисков Кокса (Cox, 1972). Модель пропорциональных рисков уместна по причине простой и доступной интерпретации основной ее идеи о том, что влияние на длительность события соответствует умножению функции риска на постоянный множитель, который определяется экзогенными факторами:

$$\lambda(t|X, \beta) = \lambda_0(t)\varphi(X, \beta), \quad (1)$$

где X – вектор объясняющих переменных, β – вектор параметров, подлежащих оцениванию, $\lambda_0(t)$ – функция базового риска, которая соответствовала бы результирующей функции риска при отсутствии влияния экзогенных факторов, т.е. функция базового риска показывает эндогенный риск прекращения события.

Определим функцию индивидуального специфического риска $\lambda(t|X, \beta)$ в экспоненциальной форме:

$$\lambda(t|X, \beta) = \lambda_0(t) \exp(\beta' X). \quad (2)$$

Одно из достоинств метода состоит в том, что он не требует спецификации формы функции базового риска (Cox, 1972; Cox & Oakes, 1984). Однако одним из важных предположений модели (1) является пропорциональность рисков, т.е. отношение функций рисков для двух членов совокупности должно оставаться постоянным в течение всего периода наблюдения. Регрессионный параметр β_j в спецификации (2) содержит пропорциональный эффект влияния абсолютных изменений, соответствующей переменной X_j на степень риска:

$$\beta_j = \partial \ln \lambda(t, X) / \partial X_j.$$

Также коэффициент β_j дает эластичность риска по X_j (Jenkins, 2004). Оценки параметров в модели Кокса (2) могут быть найдены с помощью метода частного правдоподобия (Cox, 1972).

Для построения модели прекращения курения мы используем продолжительность курения в качестве меры длительности и выборку из индивидов, которые когда-либо курили, а затем или бросили курить, или продолжают курить. Последние будут подвержены цензурированию справа по году опроса РМЭЗ. В модели (2) из-за различий распределений отдельных индивидов, несмотря на учет уместных экзогенных переменных, может возникнуть ненаблюдаемая гетерогенность, которая ведет к смещенности оценок и к обманчивым выводам о влиянии объясняющих переменных на риск (Heckman & Singer, 1984). Для учета ненаблюдаемой гетерогенности в модель (2) добавим случайную, специфичную для отдельных групп индивидов, переменную g_i с гамма-распределением:

$$\lambda_{ij}(t, X_{ij} | g_i) = \exp(\beta' X_{ij}) \lambda_0(t) g_i = \exp(\beta' X_{ij} + \nu_i) \lambda_0(t), \quad (3)$$

где i – индекс по группам гетерогенности, j – индекс по наблюдениям в группе, g_i – ненаблюдаемая гетерогенность, причем $\mathbb{E}[g_i] = 1$, $\mathbb{V}[g_i] < \infty$ и $\nu_i = \ln(g_i)$.

На основе оценок дисперсии ν_i и ее стандартной ошибки можно протестировать значимость гетерогенности в модели (3). Также выбор между моделями (3) и (2) осуществляется с помощью статистики отношения правдоподобия, имеющей χ^2 распределение.

Мы используем доступные тесты для проверки построенных моделей на ошибки спецификации. Легко можно проверить соответствие долей начавших (бросивших) курить, предсказанных по модели и реализованных в выборке. Мы также используем графическое представление кумулятивных ошибок Кокса–Шнелла (Klein & Moeschberger, 1997; Lancaster, 1990) для наблюдаемых отказов в выборке, чтобы оценить подгонку модели для тех индивидов, кто отказывается от курения (продолжает курить для модели прекращения курения). Правильно подогнанная модель должна давать кумулятивные ошибки Кокса–Шнелла, похожие на выборку из стандартного экспоненциального распределения. Поэтому график непараметрической оценки кумулятивной функции риска для таких данных должен располагаться на линии 45 градусов от начала координат (биссектриса первого квадранта). Чем больше отклонение от биссектрисы для оцененной кривой, тем хуже специфицирована модель.

Для тестирования основного предположения модели Кокса о пропорциональности рисков используем взвешенные ошибки Шоенфельда и тест как для отдельных переменных, так и глобальный тест (Grambsch & Therneau, 1994). Взвешенные ошибки Шоенфельда не зависят от времени и имеют нулевое матожидание при нулевой гипотезе о пропорциональных рисках. При альтернативе, когда риски непропорциональны, ошибки зависят от времени. Глобальный тест имеет асимптотическое распределение χ^2 .

3 Информационная база исследования, конструирование выборки и характеристика переменных

Для целей исследования формируются две выборки на основе данных обследования РМЭЗ, пятая – десятая волны (1994–2001 гг.). Мы используем данные двух типов: семейные и индивидуальные. Слияние выборок осуществляется с использованием идентификационных номеров индивидов. Анализируется подвыборка индивидов в возрасте от 14 до 65 лет, для которых имеется соответствующий набор основных изучаемых переменных. Первая выборка, используемая для изучения инициирования и прекращения курения, формируется как объединенная по всем индивидам, когда-либо участвовавшим в опросе. Вторая выборка формируется как панель по индивидам, которые курят, и для которых известно количество потребляемых ими сигарет.

Таблица 1: Определение переменных и выборочные средние

Переменная	Определение	Инициирование		Прекращение	
		Муж	Жен	Муж	Жен
Marst	= 1 если женат/замужем	0,42	0,54	0,67	0,52
Urban	= 1 если место жительства – город	0,69	0,68	–	–
Sport	Физическая активность, 1 – легкие физические упражнения для релаксации, меньше чем три раза в неделю, 2 – средние и интенсивные физические упражнения, меньше чем три раза в неделю, 3 – интенсивные физические упражнения не менее трех раз в неделю по 15 минут и более, 4 – ежедневные упражнения не менее 30 минут в день, 0 – не занимается	–	–	0,58	0,52
Numhh	Количество членов домохозяйства	3,71	3,36	–	–
Selfhealth	Самооценка здоровья в прошедшем периоде: 1 – очень хорошее, 2 – хорошее, 3 – среднее, не хорошее и не плохое, 4 – плохое, 5 – очень плохое	2,43	2,87	2,73	2,86
Prof	Профессиональные группы, 1 – законодатели, топ-менеджеры, чиновники, офисные служащие, специалисты и техники	–	–	0,23	0,46
Durationcat	Категории продолжительности курения, 1 – <5 лет, 2 – 6–10 лет, 3 – 11–20 лет, 4 – 21–30 лет, 5 – 31–40 лет, 6 – 41–50 лет, 7 – 51+ лет	–	–	3,15	2,12
Pricegks	Цена за пачку из 20 сигарет	0,43	0,49	0,26	0,29
Pricel	Цена за пачку из 20 дешевых сигарет	0,26	0,25	0,28	0,28
Priceu	Цена за пачку из 20 дорогих сигарет	0,39	0,39	0,38	0,42
	Возраст начала курения	–	–	16,48	19,66
	Средняя продолжительность курения для бросивших курить, лет	–	–	15,17	5,82
	Среднее количество выкуриваемых сигарет в день для курильщиков	–	–	15,18	8,62
	Число наблюдений	1129	3669	1492	434
	Число цензурированных наблюдений	250	149	82	56

Используемая база данных РМЭЗ содержит вопросы индивидуального вопросника, позволяющие разделить всех индивидов на группы: никогда не курившие, ранее курившие и бросившие курить, и курящие. Также имеются вопросы, позволяющие установить для курящих возраст начала курения (календарный год), а также количество выкуренных за день сигарет, для индивидов, бросивших курить, – продолжительность курения (календарный год окончания курения), для некурящих – информацию о том, что они никогда не курили. В то же время мы не знаем, бросят ли курить в будущем курящие, и начнут ли курить некурящие, поэтому для таких индивидов мы имеем цензурированные справа данные.

Выборка по начавшим курить содержит 4798 индивидов (в том числе 24% мужчин), из которых начали курить 399 человек (см. таблицу 1). Выборка для прекративших курить содержит 1926 индивидов (в том числе 77% мужчин), из которых бросили курить 138 человек. В среднем юноши начинают курить в 16,5 лет, а девушки несколько позже – в 19,7. Отказавшиеся от курения употребляют сигареты около 12 лет, причем женщины бросают курить в среднем после 5 лет, т.е. в возрасте около 25 лет. Больше курят мужчины – в среднем около 15 сигарет в день (т.е. $\frac{3}{4}$ пачки сигарет), женщины курят меньше – около 9 сигарет в среднем за день.

Структура выборки по годам обследования РМЭЗ позволяет заключить, что доли мужчин и женщин, потребляющих никотин, выравниваются с 1994 г. по 2001 г. на 7% за счет

все большего употребления сигарет женщинами, причем 4% из указанных достигается за счет вовлечения в курение молодежи до 30 лет. Распределение средней продолжительности курения в зависимости от возраста показывает факт увеличения прироста средней продолжительности курения с увеличением возрастной категории. Дополнительный анализ данных позволяет сделать вывод о том, что дети начинают курить раньше родителей. Увеличение прироста продолжительности курения происходит после 30 лет, что свидетельствует о том, что существенная часть индивидов бросает курить в возрасте до 30 лет.

По ответу на вопрос «Вы курите в настоящее время?», задаваемый одним и тем же индивидам в разные раунды РМЭЗ, установлены индивиды, которые курили, бросили курить и начали курить снова: всего 571 человек, из них 64% мужчин. Для 58% индивидов, пытавшихся отказаться от курения, продолжительность перерыва составила не более 2 лет. Не для всех из них точно удается установить год начала курения или год отказа от курения (в том числе из-за того, что опрос РМЭЗ не проводился в 1997 и 1999 гг.), а также не все имеют полный набор объясняющих переменных. Поэтому в модели инициирования курения мы учитываем 40 индивидов как начавших курить, и в модели прекращения курения – 18 индивидов как отказавшихся от курения, из указанных 571 человека.

Информация о ценах за пачку из 20 сигарет может быть получена на основе ответов на вопросы семейного вопросника. Эти данные являются смещенными и они отсутствуют для тех лет, когда опрос РМЭЗ не проводился. Переменная цены на сигареты является релевантным инструментом политики регулирования табачного рынка. Поэтому наши оценки могут рассматриваться как эластичности, связанные с влиянием относительного изменения в уровне цен на начало и прекращение курения.

Механизм формирования розничной цены на сигареты включает в себя отпускную цену с учетом акцизов, торговую надбавку к отпускной цене, налог на добавленную стоимость и транспортные издержки. Величина торговой надбавки примерно одинакова по регионам. Ставки акцизов и других налогов регулируются на федеральном уровне. Ставка акциза на табачные изделия зависит от вида продукции: табак, сигары, сигареты с фильтром, сигареты без фильтра, и не привязана, например, к содержанию никотина в продукте. Транспортные издержки с учетом работающих в регионах России более 60 табачных фабрик не играют существенной роли в формировании розничных цен. Таким образом, неясно, что является причиной межрегиональных различий в ценах на табачные изделия. Возможно, вариация в ценах скрывает различия в потреблении между регионами: в регионах с высоким уровнем жизни населения курят более качественные и дорогие сорта сигарет, а в регионах с низким уровнем жизни – курят дешевые сигареты. Тогда различия в ценах обусловлены вариацией доходов между регионами, и это надо учитывать при интерпретации эластичностей. Для того, чтобы учесть предпочтения в потреблении сигарет по регионам, сформируем прокси-переменные региональных цен на дешевые и дорогие сигареты. Очевидно, можно предположить, что бедные домохозяйства потребляют дешевые сорта сигарет, а богатые домохозяйства потребляют, как правило, дорогие сорта сигарет. Выделим нижний (2-й) и верхний (8-й) децили распределения домохозяйств по доходам и усредним по рсу (первичная единица отбора в базе РМЭЗ) потребительские цены на табак, рассчитанные по РМЭЗ для этих домохозяйств. Получим цену на сигареты $price1$ для 20% домохозяйств с низкими доходами и цену на сигареты $priceu$ для 20% домохозяйств с высокими доходами. Дефлируем полученные цены на стоимость потребительской корзины по регионам (Рис. 1).

Другим источником информации о ценах являются данные Росстата – показатель средних потребительских цен на сигареты и папиросы отечественного производства за 1 пачку в нескольких городах по регионам РФ по состоянию на месяц проведения опроса РМЭЗ (или декабрь, если в этот год опрос не проводился). Цены Росстата также были дефлированы. Таким образом, имеем три переменных цены: по данным Росстата – $pricegks$, и по данным РМЭЗ – $price1$ и $priceu$. В среднем реальная цена сигарет составляет по Росстату – около

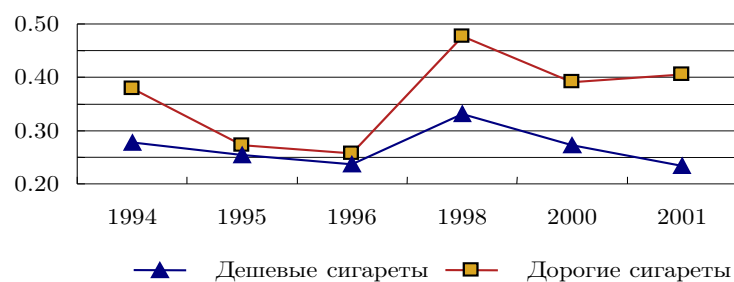


Рис. 1: Реальные цены на сигареты, руб. за пачку, РМЭЗ, 1994–2001 гг.

0,35 руб. за пачку, по данным РМЭЗ – около 0,27 руб. за пачку дешевых сигарет и 0,36 руб. за пачку дорогих сигарет. Также отметим, что начинающие курить потребляют более дорогие сигареты, чем бросающие курить: реальная средняя цена (по Росстату) составляет соответственно 0,48 и 0,31 руб. за пачку. Следовательно, эластичность по цене должна быть выше для прекращения курения по сравнению с началом курения.

Отметим, что доля расходов на табачную продукцию составила в среднем за 1994–2001 гг. около 5% от доходов для 20% домохозяйств РМЭЗ с низким уровнем доходов и около 0,8% для 20% домохозяйств с высокими доходами.

Поскольку мы знаем годы начала и прекращения курения, это позволяет объединить данные РМЭЗ с данными о ценах на сигареты Росстата. Соответствие между ценой и данными РМЭЗ устанавливалось по году начала курения и прекращения курения. Для некурящих (для курящих в модели прекращения курения) индивидов – по последнему году обследования, в котором участвовал индивид. Из объединенной выборки удалены индивиды, которые начали курить (или бросили курить в модели прекращения курения) до 1994 года, поскольку для них цена на сигареты неизвестна в момент времени начала курения (прекращения курения). Таким образом, выборка содержит только тех индивидов, которые начали курить не позже 1994 года, и тех, кто не начал курить, и для которых определена цена сигарет в соответствующем году. Выборка для модели прекращения курения содержит соответственно только тех индивидов, которые прекратили курить не раньше 1994 года или продолжали курить.

Имеются потенциальные проблемы, связанные с предсказанием прошлого поведения как функции от индивидуальных характеристик, которые измерены во время проведения РМЭЗ. Поэтому мы используем ограниченный набор экзогенных переменных для моделей начала и прекращения курения. Причем мы пытаемся по возможности использовать переменные, которые были экзогенно определены до того, как индивид начал или прекратил курить. Поэтому исключены переменные, связанные со здоровьем и изменениями статуса курильщика в последующих после принятия решения о курении периодах, поскольку это может дать ненаблюдаемое гетерогенное смещение, особенно в моделях инициирования курения.

Отметим, что данные РМЭЗ, как и любые ретроспективные данные, содержат ошибки двух типов: респонденты не всегда аккуратно помнят, когда они начали курить, а также, поскольку не уверены в анонимности анкетирования, могут неточно ответить на вопросы о выкуренных сигаретах. Однако, как отмечается в Beenstock & Rahav (2003), эти ошибки не сильно влияют на величину оценок моделей. Для уменьшения такого смещения данные согласно Tunali & Pritchett (1997) преобразовываются так, что переменная продолжительности измеряется в календарном времени как для возраста начала, так и для возраста прекращения курения. Мы использовали этот метод измерения продолжительности времени.

Наборы экзогенных переменных в моделях инициирования курения и прекращения курения различаются за исключением индивидуальных характеристик (пол, семейный статус,

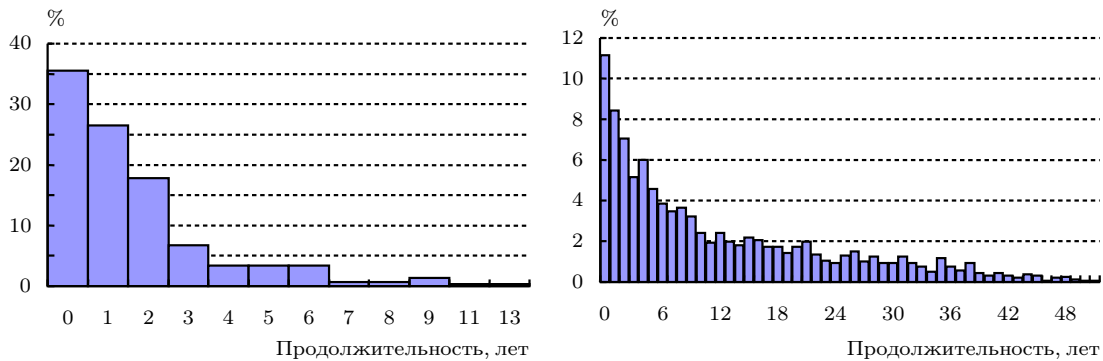


Рис. 2: Распределение продолжительности курения для бросивших курить, РМЭЗ, 1994–2001 гг. (слева); Распределение продолжительности курения для бросивших курить (возраст до 20 лет), РМЭЗ, 1994–2001 гг. (справа)

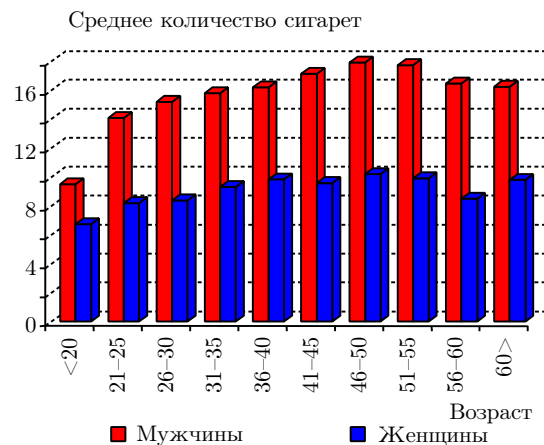


Рис. 3: Среднее количество ежедневно выкуренных сигарет, РМЭЗ, 1994–2001 гг.

самооценка здоровья в период, предшествующий прекращению или иницированию курения) и учета когортного эффекта и временного тренда. Мы считаем, что начало курения в большей степени обусловлено урбанизацией, в частности, более демократичными нормами общественной морали в городе по сравнению с сельской местностью. Также начало курения существенно зависит от количества человек в семье индивида (прокси для дохода и состава домохозяйства). В то же время на прекращение курения, на наш взгляд, воздействуют продолжительность курения и физическая активность индивида, а также его профессия. Мы предполагаем, что физические упражнения малосовместимы с курением. Также, на наш взгляд, более вероятен отказ от курения для «белых воротничков» по сравнению с индивидами рабочих профессий. Привыкающий характер курения проявляется, в частности, в ожидаемом отрицательном воздействии фактора продолжительности курения на отказ от употребления табака. Очевидно также, что курильщики с высоким уровнем дохода реже склонны отказываться от вредной привычки.

Распределение продолжительности курения бросивших курить показывает (Рис. 2), что в первые 5 лет после начала курения бросают курить около 35% курильщиков. Расчеты показали, что среди бросивших курить подростков, бросили курить в первые 3 года после начала курения около 90% (Рис. 2).

На Рис. 3 показано распределение количества выкуренных сигарет в зависимости от воз-

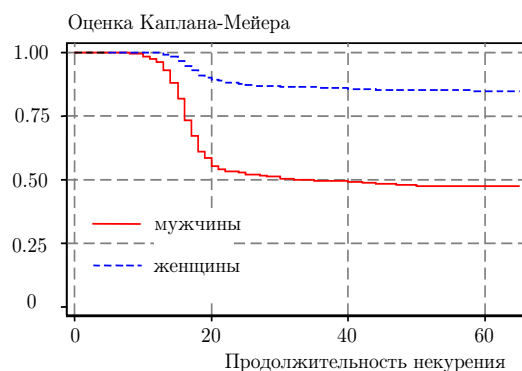


Рис. 4: Оценка функций надежности для инициирования курения по полу, полная выборка

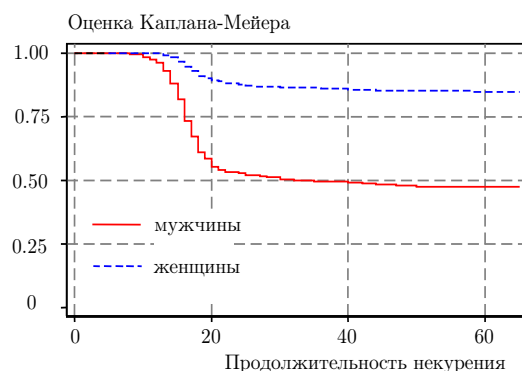


Рис. 5: Оценка функций риска для инициирования курения по полу, полная выборка

растной когорты и пола. Среднее ежедневное количество потребленных сигарет неуклонно увеличивается для мужчин, достигая пика в возрасте 46–50 лет. Для женщин возрастная динамика потребления табака нестабильно увеличивается с пиком в том же возрастном интервале 46–50 лет.

4 Анализ факторов, влияющих на инициирование курения

Нами оценены функции надежности и риска для продолжительности воздержания от курения с помощью процедуры Каплана-Мейера. На Рис. 4 представлены функция надежности для мужчин и женщин отдельно. Также на Рис. 5 представлены функции риска отдельно по полу. Функция надежности монотонно убывает, а начиная с 16 лет – достаточно быстро. Функция риска монотонно возрастает с ярко выраженным локальным максимумом – для возраста около 20-ти без достаточно резких скачков на всей области определения. Для женщин функция риска менее выпуклая, чем аналог для мужчин. Таким образом, начало курения относится к возрасту до 20 лет, причем чаще начинают курить юноши, чем девушки.

Также нами подробно исследована зависимость риска начала курения от возрастной когорты. Убывание функции надежности начинается для молодежи при 10-летней продолжительности некурения, для людей зрелого возраста – при 20-летней, для старшего возраста – при 40-летней. Возможно, такие пороги с шагом 5 или 10 лет обусловлены «эффектом кучи», причина которого в том, что респонденты округляют количество лет при ответах до ближайших, кратных 5 или 10. В Forster & Jones (2001) обсуждаются способы коррекции модели с учетом указанного эффекта и проводится анализ чувствительности оценок для различ-

ных способов, в результате которого получено, что изменения в оценках незначительны. Мы использовали «ad-hoc»-подход добавления фиктивных переменных для «сгруппированных» наблюдений и также не получили существенного изменения в оценках. Колоколообразная кривая функции риска, как для юношей, так и для девушек, с ярко выраженным максимумом в 17 лет соответствует когорте до 30 лет. В зрелом возрасте для женщин кривая функции риска относительно пологая и почти постоянна для женщин старше 50 лет. Для мужчин от 31 до 50 лет график функции риска обнаруживает локальный максимум для возраста около 28 лет, что, возможно, связано с жизненным циклом: мужчина в этом возрасте активно обеспечивает семью, делает карьеру и чаще попадая в стрессовую ситуацию, начинает курить. График функции риска колеблется для когорты старше 50 лет, причем в возрасте после 40 лет имеет два заметных пика, связанных с известным кризисом зрелого возраста у мужчин. Таким образом, необходимо в модели учесть когортный эффект.

В состав вектора объясняющих переменных X включим следующие факторы: пол (female), семейное положение (marst), место проживания в городе (urban), дефлированные цены пачки сигарет (pricel и priceu), количество членов домохозяйства (numhh), фиктивные переменные для учета эффекта когорт и фиктивные переменные для годов проведения опроса РМЭЗ.

Представляется необходимым учесть в спецификации модели социальные нормы, в частности, распространенность курения среди соответствующих групп. Однако вопросник РМЭЗ не содержит вопросов о том, где и с кем, курит индивид. В этой связи, учитывая традиции совместного распития спиртных напитков в России, хорошим инструментом является индикатор употребления спиртного. Но поскольку потребление алкоголя является эндогенной переменной по отношению к курению, то мы используем прокси-переменную selfhealth самооценки здоровья индивида. Для исключения эндогенности selfhealth и инициирования курения, возьмем лагированные по отношению ко времени начала курения значения переменной.

В целом выборка содержит 42% женатых мужчин и 54% замужних женщин. Более 2/3 индивидов проживает в городе. Мужчины характеризуют свой уровень здоровья как хороший, женщины – как средний (см. таблицу 1).

Значения логарифмического рангового критерия проверки равенства функций надежности по Каплану–Мейеру для включенных в модель инициирования курения переменных позволяют судить о значимой дискриминантной способности всех переменных. В таблице 2 представлены оценки параметров модели пропорциональных рисков Кокса (2) для продолжительности некурения для объединенной выборки и отдельно по полу. Также построена модель инициирования курения с исключенной лагированной переменной selfhealth для увеличения объема выборки, в которой использованы цены Росстата – pricegks; результаты принципиально не отличаются от представленных в таблице 2.

Графики кумулятивных ошибок Кокса–Шнелла (Рис. 6) позволяют сделать вывод о том, что модели обеспечивают удовлетворительное качество прогноза, поскольку ошибки располагаются вдоль линии в 45 градусов, исключая конец интервала. Предсказанная доля начавших курить видна в нижней части таблицы 2. Для общей модели она равна 0,13, что близко фактически наблюдаемому значению 0,08. Тестирование гипотезы о пропорциональности рисков на основе взвешенных ошибок Шоефельда как для модели в целом, так и по переменным, позволило подтвердить предположение о пропорциональности рисков. Нами были оценены модели (по всей выборке и отдельно по полу) в предположении о возможности ненаблюдаемой гетерогенности с гамма-распределением вида (3). Величина дисперсии ν ; гамма-распределения по отношению к ее стандартной ошибке не превысила значения 0,01, что позволяет сделать вывод о том, что ненаблюдаемая гетерогенность не является значимой в наших данных.

Результаты расчетов показывают высокую эластичность риска по цене и различия в реакции населения на повышение цен на дешевые и дорогие сигареты. Напомним, что мы

Таблица 2: Результаты оценки модели Кокса для инициирования курения

Переменные	Вся выборка	Мужчины	Женщины
Female	-1,118** (0,104)	-	-
Selfhealth	0,127* (0,072)	0,023 (0,087)	0,338*** (0,125)
Marst	-0,033 (0,148)	0,012 (0,224)	-0,129 (0,198)
Urban	0,260** (0,112)	0,234* (0,139)	0,297* (0,168)
Pricel	2,781*** (0,389)	2,779*** (0,438)	2,784*** (0,798)
Priceu	-2,619*** (0,385)	-2,965*** (0,446)	-2,054*** (0,716)
Numhh	-0,096*** (0,037)	-0,080* (0,047)	-0,133** (0,062)
30 < Age ≤ 50	-2,479*** (0,241)	-2,415** (0,390)	-2,579*** (0,303)
Age > 50	-3,939*** (0,462)	-3,540*** (0,731)	-4,322*** (0,597)
1995	0,546 (0,627)	0,315 (0,921)	0,871 (0,863)
1996	0,686 (0,561)	0,531 (0,780)	0,994 (0,809)
1998	0,914* (0,541)	0,758 (0,750)	1,239 (0,783)
2000	0,738 (0,551)	0,783 (0,760)	0,697 (0,819)
2001	0,858* (0,521)	0,818 (0,729)	0,983 (0,750)
Субъектов	4798	1129	3669
Провалов	399	250	149
Лог-правдоподобие	-2870,14	-1556,47	-1045,65
χ^2	527,10	152,10	180,46
Предсказанная доля начавших	0,13	0,39	0,29
Наблюдаемая доля начавших	0,08	0,22	0,04

Замечания: В таблице даны значения коэффициентов. Используется метод Бреслоу для обработки отказов. Выборка содержит индивидов начавших курить не ранее 1994 года. Робастные стандартные ошибки (коррекция по группам индивидов) в скобках. Уровни значимости: * – 10% уровень, ** – 5% уровень, *** – 1% уровень.

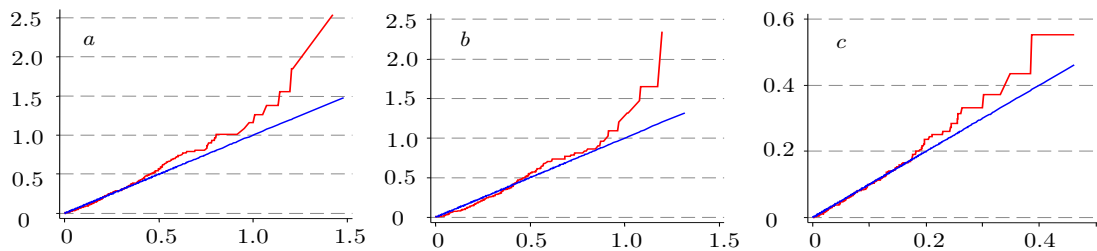


Рис. 6: Кумулятивные ошибки Кокса–Шнелла для модели инициирования курения: полная выборка (а), мужчины (b), женщины (с)

предполагаем, что в богатых домохозяйствах курят более качественные и дорогие сорта сигарет, а в бедных домохозяйствах – курят дешевые сигареты. С увеличением реальной цены на дешевые сигареты на 1 коп. вероятность начала курения в течение короткого промежутка времени увеличивается на 0,03 ($\exp(0,02781)$). Объяснением такого, на первый взгляд, парадоксального факта является дальнейшее снижение уровня жизни при повышении цен, которое и приводит к стрессу и появлению вредных привычек. Увеличение реальной цены дорогих сигарет на 1 коп. за пачку приводит к снижению вероятности начала курения для индивида на 0,025, причем для мужчин ценовая чувствительность выше – вероятность снижается на 0,03, для женщин – на 0,02. Результаты расчетов также свидетельствуют, что риск начала курения на 67% меньше для женщин. В то же время, существенным фактором, влияющим на инициирование курения, является самооценка здоровья в период, предшествующий началу курения (*selfhealth*), причем в большей степени этот фактор значим для женщин. Он повышает вероятность начала курения на 0,14, если в предыдущий период здоровье ухудшалось.

Более склонны (на 30%) к инициированию курения индивиды, проживающие в городе по сравнению с живущими в сельской местности, причем этот фактор важнее для женщин, чем для мужчин. На наш взгляд, это объясняется тем, что общественное мнение в сельской местности еще остается влиятельным фактором и препятствует распространению курения, поскольку считается, что курящие, особенно женщины, нарушают социальные нормы. В то же время в городе общественное мнение относительно вредных привычек терпимее и демократичнее.

Наличие семьи не является значимой переменной для инициирования курения во всех спецификациях модели. С другой стороны, в модель включена переменная количества членов домохозяйства, которая позволяет утверждать, что с увеличением «размера» домохозяйства на 1 человека риск начала курения его члена уменьшается на 9% для объединенной выборки и на 12% для женщин, что, на наш взгляд, вызвано, в первую очередь, рождением детей.

Значим эффект поколений. Так, родившиеся в 70-х годах склонны начинать курить чаще, чем родившиеся в 50-х годах. Фиктивные переменные по времени значимы и показывают, что риск начала курения значительно увеличивается, начиная с 1998 г. и далее в 2001 г., что позволяет сделать вывод о большей вероятности начала курения в начале 2000-х годов. Очевидно, такое положение дел связано с изменившимися по сравнению с серединой 90-х годов социально-экономическими условиями жизни.

Поскольку критическим для начала курения является подростковый возраст, мы построили модели пропорциональных рисков Кокса отдельно для подростков до 20 лет включительно. Важные для нас переменные, являющиеся «откликом» на проводимую властями экономическую политику – *pricel* и *priceu* – остаются значимыми. Увеличение цены на дорогие сигареты на 1 реальную коп. снижает вероятность начала курения на 0,027, причем для юношей больше – на 0,03, а для девушек меньше – на 0,023. Сравнение с результата-

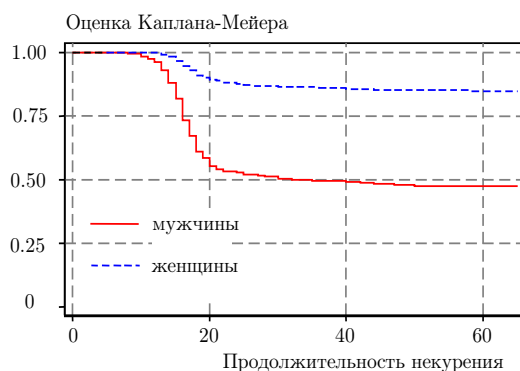


Рис. 7: Оценка функций надежности для прекращения курения по полу, полная выборка

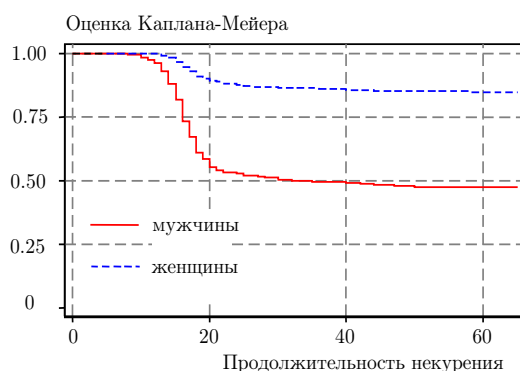


Рис. 8: Оценка функций риска для прекращения курения по полу, полная выборка

ми модели для всей выборки из таблицы 2 показывает, что эластичность ценового фактора для подростков чуть выше, чем для всех индивидов. Увеличение цен на дешевые сигареты повышает риск начала курения в течение короткого промежутка времени в 1,03 раза, что свидетельствует о наличии социальной проблемы – ухудшение уровня жизни при росте реальных цен приводит к распространению вредной привычки курения среди подростков.

5 Анализ факторов, влияющих на прекращение курения

Нами оценены функции надежности и риска для продолжительности курения для индивидов, которые курят, с помощью процедуры Каплана–Мейера. На Рис. 7 представлены функция надежности для мужчин и женщин раздельно. На Рис. 8 представлены функции риска раздельно по полу. Функция надежности монотонно убывает, что характерно как для мужчин, так и для женщин. Функция риска для всей выборки колеблется с ярко выраженными двумя локальными максимумами – для продолжительности курения в 10 и 40 лет, что соответствует в среднем возрастам 27 и 57 лет. Отметим различную динамику в функциях риска для мужчин и для женщин. Для женщин функция риска имеет ярко выраженный колебательный характер с пиками в 8, 30 и 45 лет продолжительности курения, и спадами в 23 и 38 лет, причем ее значения практически на всей области определения больше, чем аналога для мужчин. Функции риска для мужчин монотонно возрастает до продолжительности курения в 40 лет, и затем начинается спад. Нами исследована подробно зависимость риска прекращения курения от возраста. В зрелом возрасте (от 31 до 50 лет) пик риска бросить курить для женщин с 9- и 25-летней продолжительностью курения, для мужчин –

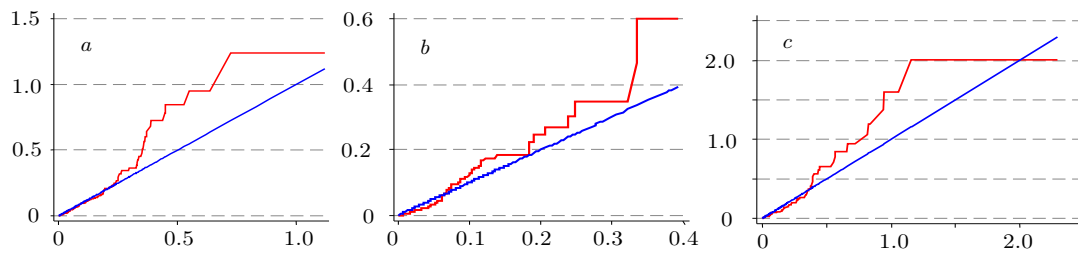


Рис. 9: Кумулятивные ошибки Кокса–Шнелла для модели прекращения курения: полная выборка (а), мужчины (b), женщины (с)

с 24-летней. Для старшего возраста (старше 50 лет) пик риска отказа от курения при 40-летней продолжительности для мужчин и 30- и 45-летней – для женщин. Таким образом, женщины более вероятно бросают курить в возрастах около 24, 30 и 45 лет. В 24 и 30 лет отказ от курения связан с периодом фертильности и рождением первого/второго ребенка, в зрелом возрасте около 45 лет – с физиологическими изменениями организма. Мужчины чаще бросают курить в возрасте около 22 и 41 года. В первом случае – это возраст завершения образования и вступления на рынок труда, а также создания семьи, что способствует пересмотру привычек. В зрелом возрасте мужчины, очевидно, отказываются от табака из-за проблем со здоровьем.

Очевидно, важнейшим фактором, влияющим на решение о прекращении курения, является продолжительность употребления табака, поэтому в состав вектора объясняющих переменных X включим переменную *durationcat*. Также включены следующие факторы: пол (*female*), лагированная по отношению к периоду отказа от курения самооценка здоровья (*selfhealth*), семейное положение (*marst*), цены (*pricel* и *priceu*), физическая активность (*sport*), профессиональная фиктивная переменная (*prof*), логарифм индивидуального дохода за последний месяц (*lnincome*), фиктивные переменные для учета эффекта когорт и фиктивные переменные для годов проведения опроса РМЭЗ.

В целом выборка содержит индивидов, которые характеризуют уровень своего здоровья как средний (см. таблицу 1) и занимаются физическими упражнениями в среднем меньше 3-х раз в неделю. Среди женщин больше имеющих «офисную» работу, чем среди мужчин. Средняя продолжительность курения индивидов, образующих выборку, равна 19 годам для мужчин и 12 годам для женщин.

Значения логарифмического рангового критерия проверки равенства функций надежности по Каплану–Мейеру для включенных в модель окончания курения переменных позволяют судить о значимой дискриминантной способности всех переменных, за исключением переменной *marst*. В таблице 3 представлены оценки параметров модели пропорциональных рисков Кокса (2) для окончания курения для объединенной выборки и отдельно по полу. Также построена модель отказа от курения, в которой использованы цены Росстата – *pricsegks*. Результаты принципиально не отличаются от представленных в таблице 3, за исключением переменной цены *pricsegks*, имеющей отрицательный знак и являющейся в модели значимой.

Графики кумулятивных ошибок Кокса–Шнелла (Рис. 9) позволяют сделать вывод о том, что модель для женщин имеет не очень хорошие свойства спецификации. Полная модель является удовлетворительно специфицированной. Предсказанная доля бросивших курить видна в нижней части таблицы 3. Для всей выборки она равна 0,03, что не совпадает с фактически наблюдаемым значением 0,07. Однако тестирование гипотезы о пропорциональности рисков на основе взвешенных ошибок Шoenфельда как для модели в целом, так и по переменным дало результаты, показывающие пропорциональность объясняющих переменных. Оценки дисперсии в модели вида (3) позволяют судить о незначимости ненаблюдаемой

Таблица 3: Результаты оценки модели Кокса для прекращения курения

Переменные	Вся выборка	Мужчины	Женщины
Female	0,272 (0,198)	–	–
Selfhealth	0,088 (0,159)	0,279 (0,195)	–0,251 (0,209)
Marst	0,115 (0,173)	–0,114 (0,221)	258 (0,258)
Sport	0,079 (0,069)	0,178** (0,075)	–0,230 (0,176)
Durationcat	–0,626*** (0,108)	–0,671*** (0,147)	–0,659*** (0,183)
Pricel	2,198** (0,762)	1,250 (1,003)	3,156** (1,248)
Priceu	–3,191*** (0,629)	–2,028*** (0,771)	–5,232*** (1,064)
Prof	0,624*** (0,185)	0,609** (0,247)	0,646** (0,283)
Lnincome	–0,022 (0,021)	–0,003 (0,027)	–0,059* (0,033)
30 < Age ≤ 50	0,375* (0,216)	0,703** (0,306)	0,038 (0,354)
Age > 50	1,294*** (0,442)	1,706*** (0,582)	0,990 (0,744)
1995	–0,786 (0,503)	–0,909 (0,569)	–0,372 (1,219)
1996	–1,098** (0,503)	–1,017* (0,623)	–0,684 (0,958)
1998	–0,960** (0,398)	–1,349** (0,541)	0,126 (0,722)
2000	–1,351*** (0,419)	–1,453** (0,579)	–0,726 (0,738)
2001	–1,532*** (0,414)	–2,202*** (0,567)	–0,334 (0,719)
Субъектов	1926	1492	434
Провалов	138	82	56
Лог-правдоподобие	–892,75	–514,97	–273,04
χ^2	163,67	112,66	66,49
Предсказанная доля бросивших	0,03	0,03	0,03
Наблюдаемая доля бросивших	0,07	0,05	0,13

Замечания: В таблице даны значения коэффициентов. Используется метод Бреслоу для обработки отказов. Выборка содержит индивидов бросивших курить не ранее 1994 года. Робастные стандартные ошибки (коррекция по группам индивидов) в скобках. Уровни значимости: * – 10% уровень, ** – 5% уровень, *** – 1% уровень.

гетерогенности.

Результаты моделирования показывают, что положительную эластичность вероятности отказа от курения по цене имеют индивиды, употребляющие дешевые сигареты: при увеличении реальной цены на 1 коп. за пачку дешевых сигарет вероятность бросить курить в течение короткого промежутка времени возрастает на 0,02. В то же время для индивидов с высоким уровнем жизни реакция на повышение цен асимметричная: при повышении реальной цены индивиды реже бросают курить. Этот результат, на первый взгляд, является парадоксальным. В то же время этот факт свидетельствует о том, что для населения с высокими доходами цена сигарет играет второстепенную роль по сравнению с силой привычки к курению. Также, в связи с этой привычкой, текущая цена сигарет, возможно, влияет не столько на прекращение курения, сколько на смещение спроса в направлении более качественных сигарет, что связано с высоким реальным уровнем доходов. Таким образом, эластичность отказа от курения по цене асимметрична по видам сигарет – положительна для индивидов, курящих дешевые сигареты и отрицательна для курящих дорогие.

Реже отказываются от вредной привычки курения богатые женщины. Для мужчин значимо влияет на негативное отношение к курению фактор физической активности, который повышает риск отказа от курения на 19%. Следовательно, одним из способов сокращения курения является пропаганда физической активности и спорта среди населения.

Для работников сферы услуг, специалистов сельского хозяйства, ремесленников и мастеров, рабочих, неквалифицированных рабочих и военнослужащих риск отказа от курения меньше по сравнению с законодателями, топ-менеджерами, чиновниками, офисными служащими, специалистами и техниками. Тяжесть работы, таким образом, оказывает влияние на отказ от вредных привычек, как для мужчин, так и, в меньшей степени, для женщин.

Важнейший фактор, обуславливающий продолжение курения – стаж курения. Этот факт косвенно подтверждает привыкающий характер курения.

Более склонны к отказу от курения лица, родившиеся до 50-х годов прошлого столетия.

В модели значимы фиктивные переменные для годов опроса РМЭЗ – в 2000-х годах риск отказа от курения меньше. В сочетании с увеличением риска начала курения для этого же периода (таблица 2), мы можем сделать вывод о распространении привычки в начале века, что согласуется с результатами описательных статистик выборки: доля курильщиков с 1994 по 2001 год выросла на 3,6%, в том числе в 2000–2001 гг. на 2%.

6 Моделирование количества выкуриваемых сигарет для курильщиков

Воспользуемся сформированной панелью по индивидам, которые курили или курят, и для которых известно количество потребляемых ими сигарет.

Согласно данным РМЭЗ, среднее по выборке количество выкуриваемых ежедневно сигарет неуклонно возрастало от 14,52 в 1994 году до 15,69 штук в 2001 году, причем для мужчин рост от 15,75 до 17,31, а для женщин – от 7,96 до 10,20 штук. Прирост для женщин составил почти в 1,5 раза больше, чем для мужчин. Стандартное отклонение количества выкуриваемых сигарет для мужчин несколько больше, чем для женщин (от 7,16 до 8,12 и от 6,04 до 6,13 штук соответственно). Таким образом, можно утверждать, что мужчины курят почти в 2 раза больше женщин. Более 85% курильщиков курят сигареты (с фильтром или без фильтра), причем более 90% женщин курят сигареты с фильтром.

Дополнительно будем использовать переменные: *hours* – средняя продолжительность рабочего дня для работающих, в часах, *age*, *agesq* – соответственно возраст индивида и квадрат возраста, *sort* – вид курева (1 – папиросы, 2 – сигареты с фильтром, 3 – сигареты без фильтра, 4 – самокрутка, 5 – трубка), *empl* – 1 для занятых и 0 для безработных, а также фиктивные переменные для профессиональных и образовательных категорий.

Исследуем зависимость логарифма количества выкуриваемых в день сигарет от факторов,

используя панельную структуру данных и цензурирование выборки для некурильщиков. Строим тобит-модель со случайными эффектами в ошибке (значения статистики отношения правдоподобия удовлетворительны). Результаты моделирования приведены в таблице 4. Поскольку важная для нас переменная *sport* не может быть сконструирована для 1994 года обследования, результаты приведены для двух случаев, в каждом из которых выделены модели для занятых.

Нами получено, что зависимость логарифма количества употребленных сигарет от возраста имеет квадратичную зависимость с точкой экстремума в возрасте около 29 лет, по достижении которого количество выкуренных сигарет начинает снижаться. Меньше курят женщины, а также индивиды, имеющие семью. Профессиональное образование в университете также положительно влияет на сокращение потребления табака.

Переменная употребления спиртного исключена как эндогенная. Физическая активность является сдерживающим фактором для употребления табака, что позволяет еще раз подтвердить вывод о пользе пропаганды здорового образа жизни и занятий физкультурой/упражнениями. Изменение в структуре потребления табачной продукции: увеличение курящих сигареты без фильтра, самокрутки и трубки увеличивает логарифм количества выкуриваемого табака в 1,3 раза. Занятые индивиды курят больше в среднем на 5% по сравнению с безработными, причем количество выкуренного пропорционально «тяжести» работы – количеству отработанных часов в сутки. Что касается наиболее подверженных привычке курения профессиональных категорий, то можно утверждать, что курят больше (по сравнению с техническими специалистами) законодатели, руководители, чиновники, работники сферы услуг, военнослужащие. Изменение цен на дорогие сигареты положительно значимо для логарифма выкуриваемого табака, что подтверждает выводы сделанные в разделах 3 и 4. В спецификации модели с использованием переменной цены по Росстату – *pricegks*, подтверждается отрицательная эластичность количества потребляемого табака по цене. Наконец, 2000–2001 годы курить стали больше, в среднем на 10%.

7 Заключение

Мы проанализировали причины, определяющие преодоление индивидами двойного барьера – начало курения и отказ от курения – и получили следующие результаты. Изменившиеся социально-экономические условия привели к широкому распространению привычки курения в начале текущего века. Доля курильщиков с 1994 по 2001 год выросла на 3,6%, в том числе в 2000–2001 гг. на 2%, причем в среднем на 10% увеличилось количество выкуриваемых сигарет. В первые 5 лет после начала курения бросают курить около 35% курильщиков. Расчеты показали, что среди бросивших курить подростков, бросили курить в первые 3 года после начала курения около 90%. Цена является ключевым фактором для начала и отказа от курения. Планируемое правительством введение лицензирования продавцов на табачном рынке неизбежно приведет к «вымыванию» мелких торговых фирм и росту цен на сигареты. Выявлено асимметричное влияние увеличения цен на сигареты по видам сигарет. Повышение цены на дешевые сигареты приводит для некурящей части населения к увеличению вероятности начала курения доступных сигарет из-за падающего уровня жизни и одновременно к большей частоте отказа от курения из-за низкого уровня доходов для курильщиков. Повышение цены на дорогие сигареты способствует снижению вероятности начала курения для некурящего населения и уменьшению частоты отказа от курения для курильщиков. Поскольку для богатых индивидов цена сигарет играет второстепенную роль по сравнению с силой привычки к курению, текущая цена сигарет, возможно, влияет не столько на прекращение курения, сколько на смещение спроса в направлении более качественных сигарет. Таким образом, при регулировании табачного рынка необходимо учитывать неоднородность ценовой эластичности потребления табака. Увеличение цен на дешевые сигареты повышает вероятность начала

Таблица 4: Тобит-регрессия со случайными эффектами для логарифма количества выкуренных сигарет

Переменные	Панель РМЭЗ 1995–2001		Панель РМЭЗ 1994–2001	
	Полная выборка	Для занятых	Полная выборка	Для занятых
Const	–1,096*** (0,097)	–1,132*** (0,120)	–1,118*** (0,106)	–1,086*** (0,109)
Marst	–0,070*** (0,021)	–0,066*** (0,022)	–0,066*** (0,026)	–0,056*** (0,021)
Female	–0,876*** (0,027)	–0,848*** (0,029)	–0,909*** (0,026)	–0,878*** (0,027)
Age	0,016*** (0,006)	0,014** (0,006)	0,021*** (0,005)	0,018*** (0,006)
Agesq	–0,0003*** (0,0001)	–0,0002*** (0,0001)	–0,0003*** (0,0001)	–0,0003*** (0,0001)
Sort	1,339*** (0,010)	1,350*** (0,011)	1,310*** (0,009)	1,325*** (0,009)
Pricel	0,100 (0,062)	0,117 (0,076)	0,130 (0,098)	0,149 (0,101)
Priceu	0,214*** (0,049)	0,194*** (0,053)	0,170*** (0,045)	0,157*** (0,047)
Sport	–0,019** (0,008)	–0,023*** (0,009)	–	–
Hours	–	0,014*** (0,002)	–	0,013*** (0,002)
Empl	0,047* (0,027)	–	0,062** (0,025)	–
Начальное образование	–0,029 (0,031)	–0,037 (0,032)	–0,009 (0,028)	–0,013 (0,029)
ПТУ и среднее образование	0,033 (0,025)	0,042* (0,025)	0,036* (0,022)	0,037 (0,023)
Профессиональное обучение	0,012 (0,028)	–0,018 (0,029)	–0,011 (0,026)	–0,016 (0,027)
Высшее образование	–0,061** (0,033)	–0,068** (0,035)	–0,051* (0,031)	–0,058* (0,032)
Законодатели, топ-менеджеры, чиновники	0,158*** (0,043)	0,198** (0,045)	0,154*** (0,040)	0,191*** (0,042)
Профессионалы	–0,049 (0,039)	–0,032 (0,040)	–0,038 (0,035)	–0,022 (0,037)
Офисные служащие	0,011 (0,052)	0,007 (0,054)	0,030 (0,048)	0,020 (0,050)
Работники сферы услуг	0,168*** (0,040)	0,126*** (0,042)	0,185*** (0,037)	0,164*** (0,039)
Ремесленники и мастера	–0,011 (0,035)	–0,012 (0,037)	0,002 (0,033)	0,033 (0,034)
Рабочие, специалисты и техники	0,031 (0,035)	0,006 (0,037)	0,047 (0,033)	0,028 (0,034)
Неквалифицированные рабочие	0,005 (0,038)	–0,024 (0,039)	0,038 (0,035)	0,019 (0,037)
Военнослужащие	0,232*** (0,079)	0,234*** (0,084)	0,199*** (0,072)	0,178** (0,076)
Лог-правдоподобие	–12229,58	–11016,95	–14874,26	–13370,83
Тест Вальда	22917,65	21216,48	26715,86	24719,67
LR-тест $\sigma_u = 0$	2349,12	1918,32	3080,86	2581,44
Нецензурировано	8484	7652	10277	9236
Цензурировано слева	13518	12006	16677	14772

Замечания: Базисные категории: общее среднее образование, профессиональные специалисты производств. Стандартные ошибки в круглых скобках. Временные эффекты не показаны, но были включены в регрессию. Уровни значимости: * – 10% уровень, ** – 5% уровень, *** – 1% уровень.

курения среди молодежи в течение короткого промежутка времени почти на 0,03, что свидетельствует о наличии социальной проблемы – ухудшение уровня жизни при росте реальных цен приводит к распространению вредной привычки курения среди подростков. Выявлены отличия в причинах начала курения для женщин и мужчин. Для первых, характерен отказ от курения в периоды фертильности и большая эластичность факторов, связанных с самооценкой здоровья и количественным составом семьи. Для мужчин важен эффект молодого поколения. Более склонны к началу курения горожане, поскольку общественное мнение в сельской местности еще остается влиятельным фактором и препятствует распространению курения, так как считается, что курящие, особенно женщины, нарушают социальные нормы. В то же время в городе общественное мнение относительно вредных привычек демократичнее. Подтверждается эмпирически привыкающий характер потребления сигарет: увеличение количества выкуренных сигарет на 1 штуку сегодня, приводит к росту потребления на 0,04 штуки завтра. Менее склонны к отказу от курения курильщики со стажем. Причем эластичности риска отказа от сигарет по продолжительности курения для женщин и мужчин практически совпадают. Старение является достаточной причиной для сокращения потребления сигарет: получена выпуклая квадратичная зависимость для количества выкуриваемых сигарет от возраста индивида с пиком в возрасте 29 лет, по достижении которого количество выкуренных сигарет начинает снижаться. Результаты нашего исследования позволяют судить о положительном воздействии ограничительных мер законодательного характера, в частности, запрета курения в общественных местах (на работе) и пропаганды вреда курения. Существенно влияет на количество потребляемого табака напряженность работы и профессия. Выявлены возможности сокращения курения путем пропаганды здорового образа жизни, поскольку фактор физической активности сдерживает употребление табака и повышает вероятность отказа от курения.

Благодарности

Работа выполнена при финансовой поддержке Консорциума Экономических Исследований и Образования в России и СНГ (EERC Russia & CIS), грант R03-138. Автор благодарит Майкла Бинстока, Рэндалла Файлера и Ирину Денисову за профессиональные советы по выполнению проекта, Анну Лукьянову и Юрия Андриенко за ценные комментарии, и Станислава Анатольева за советы по подготовке статьи.

Список литературы

- Becker, G.S. & K.M. Murphy (1988). A theory of rational addiction. *Journal of Political Economy* 96, 675–700.
- Becker G.S., M. Grossman & K.M. Murphy (1994). An empirical analysis of cigarette addiction. *American Economic Review* 84, 396–418.
- Beenstock, M. & G. Rahav (2002). Testing gateway theory: The effect of cigarette prices on the consumption of cigarettes and illicit drugs in Israel. *Journal of Health Economics* 21, 679–698.
- Beenstock, M. & G. Rahav (2003). Immunity and susceptibility in illicit drug initiation in Israel. Unpublished manuscript.
- Chaloupka, F.J. & K.E. Warner (1999). The economics of smoking. *Handbook of Health Economics* 1B, 1539–1627, Elsevier: North Holland.
- Cox, D.R. (1972). Regression models and life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 34, 187–202.
- Cox, D. & D. Oakes (1984). *Analysis of Survival Data*. London: Chapman & Hall.
- Douglas, S.M. (1998). The duration of the smoking habit. *Economic Inquiry* 36, 49–64.

- Evans, W.N. & M.C. Farrelly (1998). The compensating behavior of smokers: taxes, tar and nicotine. *RAND Journal of Economics* 29, 578–595.
- Evans, W.N., M.C. Farrelly & E. Montgomery (1999). Do workplace smoking bans reduce smoking? *American Economic Review* 89, 729–747.
- Forster, M. & A.M. Jones. (2001). The role of tobacco taxes in starting and quitting smoking: Duration analysis of British data. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A* 164, 517–547.
- Grambsch, P.M. & T.M. Therneau (1994). Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals. *Biometrika* 81, 515–526.
- Greene, W.A. (2000). *Econometric Analysis*. New York: Macmillan.
- Heckman, J. & B. Singer (1984). Econometric duration analysis. *Journal of Econometrics* 24, 63–132.
- Jenkins, S.P. (1997). Discrete time proportional hazards regression (pgmhaz). In: H.J. Newton, ed., *Stata Technical Bulletin Reprints* 7, 109–121. College Station TX: Stata Corporation.
- Jenkins, S.P. (2004). Survival analysis. Draft lecture notes & Introduction to the analysis of spell duration data. Institute for Social and Economic Research, University of Essex.
- Jones, A.M. (1989). A double-hurdle model of cigarette consumption. *Journal of Applied Econometrics* 4, 23–39.
- Kiefer, N.M. (1988). Economic duration data and hazard functions. *Journal of Economic Literature* 26, 646–679.
- Klein, J.P. & M.L. Moeschberger (1997). *Survival Analysis*. New York: Springer-Verlag.
- Labeaga, J.M. (1999). A double-hurdle rational addiction model with heterogeneity: Estimating the demand for tobacco. *Journal of Econometrics* 93, 49–72.
- Lancaster T. (1990). *The Econometric Analysis of Transition Data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Lin, D.Y. & L.J. Wei (1989). The robust inference for the Cox proportional hazards model. *Journal of the American Statistical Association* 84, 1074–1078.
- Sander, W. (1995). Schooling and quitting smoking. *Review of Economics and Statistics* 129, 191–198.
- Suranovic, S.M., R.S. Goldfarb & T.C. Leonard (1999). An economic theory of cigarette addiction. *Journal of Health Economics* 18, 1–29.
- Tauras, J.A. (1999). The transition to smoking cessation: Evidence from multiple failure duration analysis. NBER Working Paper No. 7412.
- Tauras, J.A., P.M. O'Malley & L.D. Johnston (2001). Effects of price and access laws on teenage smoking initiation: A national longitudinal analysis. NBER Working Paper No. 8331.

Socioeconomic determinants of smoking in Russia

Sergey Arzhenovsky

Rostov State Economic University, Rostov-on-Don, Russia

We study factors impacting the initiation and termination of smoking as well as its “heaviness” on the basis of RLMS data. An asymmetric influence of cigarette prices is revealed, and an addictive character of tobacco consumption is confirmed. We find that it is possible to reduce smoking by popularization of a healthy lifestyle.

Keywords: Russia, smoking, duration analysis, hazard model

JEL Classification: C41, D12, I12.

Моделирование волатильности со скачками: применение к российскому и американскому фондовым рынкам*

Сергей Белоусов[†]

Альфа-Банк, Москва, Россия

Хорошо известно, что доходности финансовых активов характеризуются условной гетероскедастичностью, а само распределение доходностей – тяжелыми хвостами. Кроме того, отличительной особенностью современных финансовых рынков является наличие скачкообразной динамики цен активов. Одна из наиболее популярных моделей, описывающих подобное поведение, – GARCH–J, в которой скачки доходностей описываются распределением Пуассона. В данной работе мы предлагаем новую спецификацию модели, GARCH–TJI, в которой интенсивность скачков зависит от абсолютного значения доходности в предыдущий период, и превышает ли оно некоторый порог. Сравнительный анализ демонстрирует большую эффективность GARCH–TJI-модели, чем у описанной в литературе модели GARCH–ARJI.

Ключевые слова: финансовые доходности, условная гетероскедастичность, интенсивность скачков

Классификация JEL: C22, G12, G15.

1 Введение

В настоящее время общепризнанно, что доходности финансовых активов характеризуются условной гетероскедастичностью, а само распределение доходностей – тяжелыми хвостами. Предложено довольно много моделей, описывающих подобное поведение. Авторегрессионная модель условной гетероскедастичности (ARCH), предложенная в Engle (1982) и позже обобщенная (GARCH) в Bollerslev (1986), является наиболее широко используемой. Модель подразумевает серийную корреляцию второго момента распределения доходностей и кластеризацию волатильности и удачно описывает «гладкие» изменения волатильности. Однако в рамках данного подхода не представляется возможным описать и объяснить резкие и значительные изменения цен, в то время как в действительности отличительной особенностью современных финансовых рынков является именно скачкообразное поведение цен (Jorion, 1988; Bates, 1991).

Традиционно наличие скачков в поведении цен объясняют изменяющимся новостным фоном на рынке. Например, информация, разрешающая неопределенность относительно будущих финансовых результатов какой-либо компании (скажем, новости о выплате дивидендов), может привести к существенному изменению текущих рыночных цен акций этой компании. Согласно данному подходу, наиболее важным фактором, влияющим на динамику цен, является процесс появления новостей на рынке. В работах Tauchen & Pitts (1983), Gallant, Rossi & Tauchen (1992) и Andersen (1996) волатильность доходностей напрямую зависит от интенсивности поступления новостей на рынок. В предложенных моделях интенсивность поступления информации описывается авторегрессионным процессом первого порядка (AR(1)),

*Цитировать как: Белоусов, Сергей (2006) «Моделирование волатильности со скачками: применение к российскому и американскому фондовым рынкам», Квантиль, №1, стр. 101–110. Citation: Belousov, Sergey (2006) “Volatility modeling with jumps: applications to Russian and American stock markets,” Quantile, No.1, pp. 101–110.

[†]Адрес: 107005, Москва, проспект Академика Сахарова, 12. Электронная почта: SSBelousov@alfabank.ru

а получающаяся при этом динамика волатильности имеет тенденцию к кластеризации. Однако, существенным недостатком этих моделей является их неспособность объяснить резкие изменения цен и наличие «тяжелых хвостов» в доходностях. В эконометрической литературе было предложено много подходов для разрешения этих проблем. Например, нормальное распределение может быть заменено распределением с «тяжелыми хвостами», например, распределением Стьюдента. Другие альтернативы включают модель Пуассоновских скачков (Press, 1967), где процесс появления резких скачкообразных доходностей описывается Пуассоновским распределением. Данный подход более привлекателен с точки зрения финансовой теории, поскольку позволяет изучать саму природу волатильности.

Модель Пуассоновских скачков в дальнейшем была расширена по ряду направлений. Так, оказалось возможным объединить ее с ARCH/GARCH-моделями в дискретном времени. В этом случае GARCH-модель описывает «гладкие» изменения волатильности, а скачки отвечают за появление нечастых, но значительных доходностей актива.

Общей особенностью первых GARCH-J-моделей являлось предположение о неизменном во времени Пуассоновском распределении (иными словами, интенсивность скачков являлась константой). Однако, кажется логичным, что вероятность скачков может изменяться во времени. Являлась ли вероятность скачка до кризиса 1998 года такой же, как и в другие периоды? Ответ: нет. Chan & Maheu (2002), Maheu & McCurdy (2004) расширили GARCH-J-класс моделей, чтобы позволить распределению скачков изменяться во времени. В предложенной ими спецификации GARCH-ARJI интенсивность скачков описывается авторегрессионным процессом. Это позволяет объяснить кластеризацию скачков во времени. Оценивание этой модели, однако, требует построения сильно нелинейной функции правдоподобия, численная максимизация которой может столкнуться с определенными проблемами.

В данной статье мы рассмотрим модели Chan & Maheu (2002); затем предложим и оценим новую спецификацию GARCH-TJI, в которой интенсивность скачков нелинейным образом зависит от абсолютного значения доходности актива в предыдущий период времени, и превышает ли оно некоторый порог. В работе используются данные о ценах акций и индексов с фондовых бирж ММБВ, РТС и NYSE. Полученные результаты свидетельствуют о наличии скачков на российском фондовом рынке. При этом предложенная нами спецификация GARCH-TJI показывает лучшие результаты по сравнению с моделью GARCH-ARJI для российских акций, в то время как для американского рынка результаты эквивалентны.

2 Модель GARCH-ARJI

В данном разделе мы опишем GARCH-J-модель, предложенную Chan & Maheu (2002), с изменяющейся во времени интенсивностью скачков. В этой модели ненаблюдаемый процесс поступления новой информации влияет на поведение цен. Поток новостей имеет две компоненты: новости, не приводящие к скачкообразному изменению цен, и новости, появление которых на рынке приводит к скачкам в ценах: $r_t = \mu + \sqrt{h_t} \cdot z_t + J_t$, $z_t \sim N(0, 1)$. Здесь J_t – компонента, отвечающая за скачки. Поведение скачков описывается распределением Пуассона с изменяющейся во времени интенсивностью скачков. Так, распределение Пуассона с параметром λ_t , условное на информационное множество Φ_{t-1} , описывает реализацию дискретного числа скачков $n_t \in \{0, 1, 2, \dots\}$, на временном интервале $(t-1, t]$. Условная плотность числа скачков n_t выглядит следующим образом:

$$P(n_t = j | \Phi_{t-1}) = \frac{\exp(-\lambda_t) \lambda_t^j}{j!} \quad j = 0, 1, 2, \dots$$

Известно, что математическое ожидание случайной величины, распределенной согласно распределению Пуассона, равно интенсивности процесса. Таким образом, условная интенсивность скачков $\lambda_t \equiv \mathbb{E}[n_t | \Phi_{t-1}]$ равна математическому ожиданию числа скачков, условному

на информационном множестве Φ_{t-1} . В свою очередь, динамика интенсивности скачков λ_t ведет себя следующим образом:

$$\lambda_t = \lambda_0 + \rho\lambda_{t-1} + \gamma\xi_{t-1}.$$

Данная параметризация представляет собой модель авторегрессионной условной интенсивности скачков (ARJI). Условная интенсивность скачков λ_t здесь имеет авторегрессионный характер и зависит от интенсивности в предыдущий момент времени и остатка ξ_{t-1} . Заметим, что если $\rho = \gamma = 0$, то мы получим модель с постоянной интенсивностью скачков. Остаток ξ_{t-1} определяется как

$$\xi_{t-1} \equiv \mathbb{E}[n_{t-1} | \Phi_{t-1}] - \lambda_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} j \Pr(n_{t-1} = j | \Phi_{t-1}) - \lambda_{t-1},$$

где $\mathbb{E}[n_{t-1} | \Phi_{t-1}]$ есть наша *ex post*-оценка ожидаемого числа скачков, которые произошли в период $(t-2, t-1]$, в то время как λ_{t-1} по определению равна математическому ожиданию числа скачков n_{t-1} , условному на информационном множестве Φ_{t-2} . Таким образом, ξ_{t-1} представляет собой изменение в условном прогнозе числа скачков n_{t-1} по мере того, как расширяется наше доступное информационное множество:

$$\xi_{t-1} = \mathbb{E}[n_{t-1} | \Phi_{t-1}] - \mathbb{E}[n_{t-1} | \Phi_{t-2}].$$

Заметим также, что из данного представления следует, что остаток ξ_t есть последовательность мартингалльных приращений по отношению к информационному множеству Φ_{t-1} :

$$\mathbb{E}[\xi_t | \Phi_{t-1}] = 0.$$

Следовательно, ряд остатков ξ_t в удачно подобранной модели не должен обладать значимой автокорреляцией. Компонента J_t , отвечающая за скачки, равна

$$J_t = \sum_{k=1}^{n_t} Y_{t,k} - \mathbb{E} \left[\sum_{k=1}^{n_t} Y_{t,k} | \Phi_{t-1} \right],$$

где размер скачка $Y_{t,k}$ распределен нормально: $Y_{t,k} \sim NID(\theta, \delta^2)$. Следовательно, скачковая компонента может быть записана как

$$J_t = \sum_{k=1}^{n_t} Y_{t,k} - \theta\lambda_t.$$

Условная дисперсия доходностей также имеет две компоненты: компонента, отвечающая за «гладкие» постепенные изменения волатильности, и скачковая компонента. Условная дисперсия доходностей равна

$$\mathbb{V}[r_{t-1} | \Phi_{t-1}] = h_t + \mathbb{V}[J_t | \Phi_{t-1}].$$

Первая часть условной дисперсии, h_t , описывается GARCH-классом функций

$$h_t = \omega + g(\Lambda, \Phi_{t-1})\varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}, \quad \varepsilon_{t-1} = r_{t-1} - \mu,$$

где $g(\cdot)$ параметризуется так, чтобы учесть возможные асимметричные эффекты «хороших» и «плохих» новостей на волатильность. Условная дисперсия скачковой компоненты равна

$$\mathbb{V}[J_t | \Phi_{t-1}] = \mathbb{E}[n_t | \Phi_{t-1}] \delta^2 = \lambda_t \delta^2.$$

Вклад этой компоненты в общую волатильность будет изменяться во времени, по мере того как будет изменяться интенсивность скачков λ_t .

Перейдем теперь к описанию функции правдоподобия, которую необходимо максимизировать в процессе оценивания модели. При условии реализации числа скачков j , условная плотность доходностей является нормальной:

$$f(r_t | n_t = j, \Phi_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(h_t + j\delta^2)}} \exp\left(-\frac{(r_t - \mu + \theta\lambda_t - \theta j)^2}{2(h_t + j\delta^2)}\right).$$

Тогда условная плотность равна

$$f(r_t | \Phi_{t-1}) = \sum_{j=0}^{\infty} f(r_t | n_t = j, \Phi_{t-1}) \mathbf{Pr}(n_t = j | \Phi_{t-1}).$$

Теоретически в этом случае необходимо производить бесконечное суммирование. Однако для того чтобы иметь возможность оценивать данную модель, на практике обычно ограничиваются каким-то максимальным числом скачков, после увеличения которого результаты оценивания существенно не меняются (в нашем случае мы ограничивались 25 скачками). Функция лог-правдоподобия представляет собой сумму условных лог-плотностей:

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln f(r_t | \Phi_{t-1}),$$

максимизация которой производится с помощью численных методов.

Оценивание GARCH-ARJI-модели требует построения так называемого фильтра

$$\mathbf{Pr}(n_t = j | \Phi_t) = \frac{f(r_t | n_t = j, \Phi_{t-1}) \mathbf{Pr}(n_t = j | \Phi_{t-1})}{f(r_t | \Phi_{t-1})}.$$

Данный фильтр впоследствии может использоваться для оценивания вероятностей реализации того или иного числа скачков. Например, *ex post*-оценка вероятности как минимум одного скачка равна

$$\mathbf{Pr}(n_t \geq 1 | \Phi_t) = 1 - \mathbf{Pr}(n_t = 0 | \Phi_t).$$

3 Модель GARCH-TJI

В этом разделе мы предложим новую спецификацию GARCH-J-модели, которую мы назовем GARCH-TJI, от *Threshold Jump Intensity*. Как и в GARCH-ARJI-модели, доходность актива есть сумма двух стохастических компонент, «нормальной» и скачковой инноваций: $r_t = \mu + \sqrt{h_t} \cdot z_t + J_t$, $z_t \sim N(0, 1)$.

Скачковая компонента равна

$$J_t = \sum_{k=1}^{n_t} Y_{t,k} - \theta\lambda_t.$$

Число скачков, как и ранее, также распределено согласно распределению Пуассона с изменяющейся во времени интенсивностью:

$$\mathbf{Pr}(n_t = j | \Phi_{t-1}) = \frac{\exp(-\lambda_t) \lambda_t^j}{j!}, \quad j = 0, 1, 2, \dots$$

Однако интенсивность скачков зависит от доходности актива в предыдущий момент времени:

$$\lambda_t = \lambda_0 + \phi \cdot (|r_{t-1} - \mu| - \psi) \cdot \mathbb{I}[(|r_{t-1} - \mu| - \psi > 0)].$$

Таблица 1: Описательные статистики для дневных доходностей акций американских компаний и американских индексов

	GM	IBM	Intel	DJIA	NASDAQ	S&P500
Наблюдений	7641	6379	4732	11394	4926	13905
Среднее	0,044	0,068	0,090	0,024	0,052	0,031
Стандартное отклонение	1,808	1,855	2,914	0,963	1,851	0,902
Скошенность	-0,266	-0,370	-0,437	-1,691	-0,090	-1,334
Эксцесс	9,97	15,85	9,04	51,89	9,61	38,17
Эксцесс*	6,45	9,44	8,55	8,73	8,63	8,93
Минимум	-23,56	-26,92	-24,87	-25,63	-16,35	-22,90
Максимум	13,59	12,36	23,53	9,67	17,20	8,71

Замечания: * – без учета «черного понедельника» 19 октября 1987 г.

Таким образом, если абсолютное значение доходности в предыдущий период времени превышает некий порог ψ , интенсивность скачков растет. Данная спецификация выглядит более интуитивной по сравнению с GARCH-ARJI, так как в нашем случае интенсивность скачков зависит от абсолютной доходности, которая является приближением оценки волатильности, что помимо прочего объясняет тенденцию кластеризации скачков во времени. Кроме того, данная спецификация имеет преимущество при оценивании, т.к. здесь нет необходимости в построении фильтра.

4 Описание данных

Оценивание моделей производилось на американских и российских данных. В качестве американских данных использовались ежедневные цены закрытия акций General Motors, IBM, Intel и фондовых индексов DJIA и S&P500. Период оценивания моделей заканчивается в марте 2005 г. В качестве российских данных использовались ежедневные цены закрытия акций РАО ЕЭС, Лукойла, Ростелекома, Сбербанк и СургутНГ (Сургутнефтегаза). Период оценивания включает 4 года наблюдений: с февраля 2001 г. по март 2005 г. Описательные статистики для используемых выборок представлены в таблицах 1 и 2. Видно, что распределение ежедневных доходностей российских и американских акций не является нормальным: так, эксцесс значительно превышает 3. Эксцесс снизится, если исключить из периода оценки так называемый «черный понедельник», день обвала американского фондового рынка (27 октября 1987 г.). Однако, и в этом случае эксцесс превышает значение 3, что указывает на наличие у распределения «толстых хвостов».

5 Результаты оценивания

В данном разделе мы опишем основные результаты оценивания. В таблице 3 представлены оценки GARCH-ARJI-модели для американских данных. Как можно заметить, волатильность американских акций и индексов обладает высоким постоянством, так как сумма GARCH-коэффициентов α и β близка к единице – отличительная особенность финансовых рядов. Также в доходностях присутствует эффект рычага, так как оценки γ положительны. Все оценки параметров интенсивности статистически высокосignификантны. Кроме того, хорошо видно, что интенсивность также обладает высоким постоянством, что указывает на тенденцию к кластеризации скачков во времени. Скачки на американском фондовом рынке главным образом связаны с отрицательными движениями в ценах, поскольку оценки параметра θ являются либо отрицательными, либо незначимыми. Размер скачков (стандартное отклонение

Таблица 2: Описательные статистики для дневных доходностей акций российских компаний

	РАО ЕЭС	Ростелеком	СургутНГ	Лукойл	Сбербанк	РТС
Наблюдений	1247	1247	1247	1247	1247	1247
Среднее	0,040	-0,030	0,082	0,069	0,200	0,092
Стандартное отклонение	3,167	2,998	3,051	2,589	2,722	2,151
Скошенность	-0,039	-0,074	-0,163	-0,449	-0,240	-0,501
Экссесс	4,97	5,13	6,44	7,19	8,31	6,04
Минимум	-14,83	-11,53	-15,75	-16,56	-18,66	-11,53
Максимум	12,54	16,58	16,99	12,85	12,49	9,62

Таблица 3: Результаты оценки модели GARCH-ARJI для американских данных

	GM	IBM	Intel	DJIA	S&P500
μ	0,040	0,056	0,100	0,025	0,034
ω	0,007	0,009	0,047	0,005	0,005
α	0,009	0,013	0,012	0,018	0,021
β	0,977	0,970	0,968	0,946	0,930
γ	0,008	0,009	0,010	0,048	0,068
λ_0	0,030	0,031	0,015	0,005	0,020
ρ	0,876	0,659	0,840	0,769	0,289
κ	0,409	0,223	0,445	0,351	0,486
θ	0,118*	0,310*	-1,338	-0,642	-0,500
δ	2,053	3,325	4,590	2,112	1,695
$Q(20)$	29,28	20,01	35,09	41,79**	20,32

Замечания: $Q(20)$ – статистика Льюнга–Бокса с 20-ю лагами, * – незначимые на уровне 5%, ** – значимые на уровне 5%

скачковой компоненты) является наиболее высоким для Intel (4,590%) и самым низким для S&P500 (1,695%). Отметим хорошую спецификацию модели: тест Льюнга–Бокса отвергает наличие автокорреляции в остатках процесса интенсивности только для DJIA.

Результаты оценивания модели для российских данных (таблица 4) не так высоко значимы, особенно для параметров интенсивности. Тем не менее, стабильность интенсивности скачков и волатильность довольно высоки. Скачки в основном сопровождаются падением цены актива, при этом размер скачка близок к 2%. Несмотря на то, что много параметров незначимо, статистика Льюнга–Бокса отвергает модель только для Ростелекома.

В таблице 5 представлены результаты оценивания GARCH-TJI-модели на американских данных. Заметим, что эти результаты почти такие же, как и для GARCH-ARJI-модели. Однако почти все оценки являются значимыми для российских данных (таблица 6). Согласно этим оценкам, акция, скачки в поведении которой встречаются наиболее часто, – это Сбербанк (порог 0.59%). Эти скачки, однако, не столь неприятны для инвесторов (предполагая, что они в длинной позиции), так как в среднем они являются положительными (по знаку).

В таблице 7 представлена статистика условной интенсивности и волатильности скачков. Хорошо видно, что скачки имеют тенденцию реализовываться раз в два дня, так как средняя интенсивность близка к 0,5. Скачки объясняют большую часть волатильности, от 37% для Лукойла до 93% для Сбербанка. В таблице 8 представлены результаты внутривыборочного

Таблица 4: Результаты оценки модели GARCH-ARJI для российских данных

	РАО ЕЭС	Ростелеком	СургутНГ	Лукойл	Сбербанк	РТС
μ	0,076*	0,0737*	0,069*	0,080*	0,251*	0,125
ω	0,021	0,000*	0,222	0,045	0,021*	0,076
α	0,008	0,000*	0,034*	0,025	0,000*	0,081
β	0,915	0,990	0,850	0,956	0,979	0,912
γ	0,073	0,006*	0,034*	-0,016*	-0,002*	-0,085
λ_0	0,044	0,049	0,097*	0,067	0,052*	0,078
ρ	0,931	0,941	0,865	0,882	0,949	0,869
κ	0,243*	0,738	0,673*	1,077	0,321*	1,361
θ	-0,001*	-0,448	-0,222*	-0,794	0,106*	-0,678
δ	2,556	2,365	2,419	2,163	2,769	2,424
$Q(20)$	28,88	39,12**	16,50	29,39	20,71	36,80

Замечания: $Q(20)$ – статистика Льюнга–Бокса с 20-ю лагами, * – незначимые на уровне 5%, ** – значимые на уровне 5%

Таблица 5: Результаты оценки модели GARCH-TJI для американских данных

	GM	IBM	Intel	DJIA	S&P500
μ	0,044	0,063	0,102	0,025	0,034
ω	0,006	0,011	0,073	0,005	0,005
α	0,016	0,016	0,016	0,022	0,023
β	0,965	0,964	0,952	0,940	0,927
γ	0,016	0,012	0,026	0,053	0,071
λ_0	0,160	0,074	0,027	0,016	0,024
ϕ	0,208	0,094	0,015	0,584*	0,232
ψ	2,718	2,696	3,417	3,700	2,015
θ	0,229*	0,459	-1,804	-0,507	-0,499
δ	2,107	3,374	6,431	2,164	1,679

Замечания: * – незначимые на уровне 5%

Таблица 6: Результаты оценки модели GARCH-TJI для российских данных

	РАО ЕЭС	Ростелеком	СургутНГ	Лукойл	Сбербанк	РТС
μ	0,059*	0,048*	0,058*	0,123*	0,212	0,104
ω	0,008*	0,154	0,215	0,168	0,135	-0,002
α	0,024	0,048	0,063	0,063	0,033	0,096
β	0,896	0,882	0,767	0,877	0,818	0,865
γ	0,076	0,060	0,086	0,025*	0,075	-0,022*
λ_0	0,427	0,614	0,570	0,549	0,212	0,405
ϕ	0,836	0,730	1,254	0,261	0,101	0,505
ψ	8,470	2,796	6,441	3,769	0,591	3,080
θ	0,099*	-0,182*	0,025*	-4,234	0,267*	-0,443
δ	2,924	5,758	2,448	2,351	3,062	2,243

Замечания: $Q(20)$ – статистика Льюнга–Бокса с 20-ю лагами, * – незначимые на уровне 5%, ** – значимые на уровне 5%

Таблица 7: Описательная статистика условной интенсивности и волатильности скачков

	РАО ЕЭС	Ростелеком	СургутНГ	Лукойл	Сбербанк	РТС
λ_t	0,628	0,876	0,717	0,575	0,954	0,653
$E[n_t \Phi_t]$	0,630	0,880	0,717	0,576	0,877	0,658
$V[r_t \Phi_{t-1}]$	9,797	8,627	8,939	6,141	12,57	8,213
$V[J_t \Phi_{t-1}]$	0,483	0,506	0,476	0,369	0,928	0,396
$V[r_t \Phi_{t-1}]$	4,336	5,139	4,041	5,221	11,76	4,418

Замечания: κ_z обозначает эксцесс стандартизованных остатков

Таблица 8: Результаты анализа стоимости под риском

	РАО ЕЭС	Лукойл	Ростелеком	СургутНГ	Сбербанк	РТС
TARCH						
VaR 95%	4,72%	4,48%	3,87%	4,00%	3,15%	5,33%
	(-0,36)	(-0,69)	(-1,48)	(-1,33)	(-2,44)	(0,43)
VaR 99%	0,97%	0,85%	0,97%	0,73%	1,21%	1,69%
	(-0,09)	(-0,44)	(-0,09)	(-0,79)	(0,61)	(2,01)
GARCH-ARJI						
VaR 95%	4.60%	5.33%	4.60%	4,12%	4.00%	3.87%
	(-0.53)	(0.43)	(-0.53)	(-1.17)	(-1.33)	(-1.48)
VaR 99%	1.09%	0.85%	1.21%	0.61%	1.33%	1.09%
	(0.26)	(-0,44)	(0.61)	(-1.14)	(0.96)	(0.26)
GARCH-TJI						
VaR 95%	4.84%	5.33%	4.60%	4.12%	4.00%	5,33%
	(-0.21)	(0.43)	(-0.53)	(-1.17)	(-1.33)	(0,43)
VaR 99%	0,97%	0,85%	1.09%	0.61%	1.45%	1.09%
	(-0,09)	(-0,44)	(0.26)	(-1.14)	(1.31)	(0.26)

Замечания: t-статистики в круглых скобках.

Таблица 9: «Черный понедельник», октябрь 1987 г.

Дата	Доходность	<i>ex ante</i> вероятность скачка			<i>ex post</i> вероятность скачка		
		J	ARJI	TJI	J	ARJI	TJI
12 октября	-0,435%	0,014	0,108	0,016	0,007	0,063	0,009
13 октября	1,475%	0,014	0,073	0,016	0,009	0,050	0,011
14 октября	-3,880%	0,014	0,053	0,016	0,247	0,642	0,269
15 октября	-2,417%	0,014	0,230	0,127	0,019	0,347	0,178
16 октября	-4,710%	0,014	0,223	0,016	0,114	0,811	0,123
19 октября	-25,632%	0,014	0,364	0,462	1,000	1,000	1,000
20 октября	5,715%	0,014	0,850	1,000	0,013	0,825	1,000
21 октября	9,666%	0,014	0,757	0,692	0,013	0,726	0,671
22 октября	-3,893%	0,014	0,651	0,969	0,014	0,659	0,971
23 октября	0,017%	0,014	0,559	0,133	0,013	0,542	0,127

Таблица 10: Арест Михаила Ходорковского, 25 октября 2003 г.

Дата	Доходность	<i>ex ante</i> вероятность скачка			<i>ex post</i> вероятность скачка		
		J	ARJI	TJI	J	ARJI	TJI
20 октября	0,059%	0,304	0,117	0,333	0,177	0,065	0,191
21 октября	-3,605%	0,304	0,105	0,333	0,942	0,455	0,962
22 октября	-4,078%	0,304	0,495	0,530	0,666	0,975	0,961
23 октября	-1,143%	0,304	0,819	0,634	0,258	0,881	0,585
24 октября	1,172%	0,304	0,789	0,333	0,222	0,585	0,228
27 октября	-10,062%	0,304	0,497	0,333	1,000	1,000	1,000
28 октября	4,934%	0,304	0,963	0,986	0,281	0,976	0,977
29 октября	-3,701%	0,304	0,917	0,707	0,310	0,998	0,751
30 октября	-8,140%	0,304	0,942	0,554	0,434	1,000	0,848
31 октября	1,905%	0,304	0,989	0,959	0,277	0,973	0,940
3 ноября	6,327%	0,304	0,954	0,333	0,292	0,986	0,344
4 ноября	2,455%	0,304	0,929	0,850	0,274	0,859	0,807
5 ноября	-1,941%	0,304	0,814	0,333	0,288	0,852	0,317

сравнительного анализа на основе показателя стоимости под риском (VaR, value-at-risk). Здесь мы сравниваем эффективность простой пороговой GARCH-модели (TARCH) с двумя спецификациями GARCH-J. Как видим, TARCH-спецификация отвергается для Сбербанка и индекса РТС, в то время как модели GARCH-J дают точные оценки стоимости под риском, с немного более лучшими результатами для GARCH-TJI-модели.

GARCH-J-модели могут использоваться не только для прогнозирования волатильности, но также и для прогнозирования реализации заданного числа скачков. В таблице 9 мы рассмотрим так называемый «черный понедельник» американского фондового рынка, который произошел 19 октября 1987 г. В этот день большинство американских акций испытали самые крупные падения в своей истории. *Ex ante*-вероятность по крайней мере одного скачка в тот день была довольно высока, что указывает на то, что скачок мог быть предсказан (хотя, конечно, не настолько огромный). Как бы то ни было, далеко не все скачки могут быть предсказаны. В таблице 10 видно, что за день до ареста Михаила Ходорковского 25 октября 2003 г. (суббота), вероятность скачка была низкой, что свидетельствует о том, что скачок в следующий рабочий день не мог быть предсказан.

6 Заключение

В данной статье с помощью GARCH-J-моделей мы исследовали наличие скачков в поведении цен американских и российских акций. В работе была предложена новая GARCH-TJI-спецификация GARCH-J-модели, в которой интенсивность скачков положительно зависит от абсолютного значения доходности в предыдущий период, и превышает ли оно некоторый порог. Эта параметризация является более интуитивной и менее сложной в оценивании по сравнению с моделью GARCH-ARJI из Chan & Maheu (2002). Кроме того, на основе анализа стоимости под риском была продемонстрирована сравнительная эффективность предложенной GARCH-TJI-модели для российских акций.

Список литературы

- Andersen, T.G. (1996). Return volatility and trading volume: An information flow interpretation of stochastic volatility. *Journal of Finance* 51, 169–204.

- Andersen, T.G., L. Benzoni & J. Lund (2002). An empirical investigation of continuous-time equity return models. *Journal of Finance* 62, 1239–1284.
- Baba, T., R. Engle, D. Kraft & K. Kroner (1989). Multivariate simultaneous generalized ARCH. Manuscript, UCSD, Department of Economics.
- Ball, C.A. & W.N. Torous (1983). A simplified jump process for common stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 18, 53–65.
- Bates, D.S. (1991). The crash of '87: Was it expected? The evidence from the options markets. *Journal of Finance* 46, 1009–1044.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31, 309–328.
- Chan, W.H. (2003). A correlated bivariate poisson jump model for foreign exchange. *Empirical Economics* 28, 669–689.
- Chan, W.H. & J.M. Maheu (2002). Conditional jump dynamics in stock market returns. *Journal of Business & Economic Statistics* 20, 377–389.
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the UK inflation. *Econometrica* 50, 987–1008.
- Engle, R.F. (2002). Dynamic conditional correlation – a simple class of multivariate GARCH models. *Journal of Business & Economic Statistics* 20, 339–350.
- Gallant, R. A., P.E. Rossi & G. Tauchen (1992). Stock prices and volume. *Review of Financial Studies* 5, 199–242.
- Jorion, P. (1988). On jump processes in the foreign exchange and stock markets. *Review of Financial Studies* 1, 427–445.
- Maheu, J.M. & T.H. McCurdy (2004). News arrival, jump dynamics, and volatility components for individual stock returns. *Journal of Finance* 59, 755–793.
- Press, S. J. (1967). A compound events model for security prices. *Journal of Business* 40, 317–335.
- Tauchen, G.E. & M. Pitts (1983). The price variability-volume relationship on speculative markets. *Econometrica* 51, 485–505.

Volatility modeling with jumps: applications to Russian and American stock markets

Sergey Belousov

Alfa-Bank, Moscow, Russia

It is well known that stock returns exhibit conditional heteroskedasticity, and their distribution displays leptokurtosis. Moreover, modern financial markets are characterized by large discrete changes in asset returns. One of the most popular models describing this behavior is the GARCH–J(ump) model, where the arrival of jumps is governed by a Poisson distribution. In this paper we propose a new specification called GARCH–TJI, where the jump intensity depends on the absolute lagged return and whether it exceeds some threshold. The comparative analysis demonstrates a higher effectiveness of the GARCH–TJI model than of the GARCH–ARJI specification described in the literature.

Keywords: stock returns, conditional heteroskedasticity, jump intensity

JEL Classification: C22, G12, G15.