

# 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](mailto: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  $\alpha_Y$  и  $\alpha_I$  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  $\varepsilon$  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

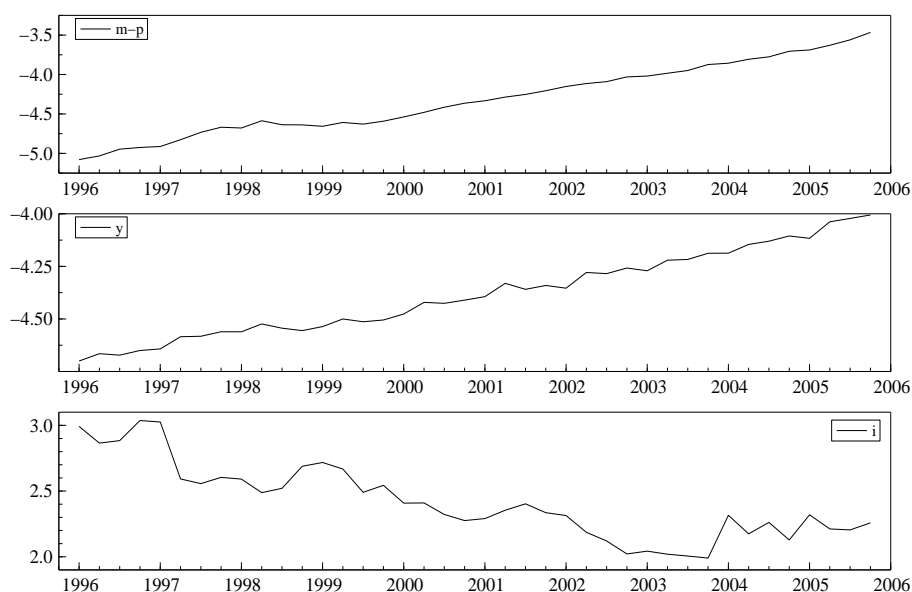


Рис. 1: Данные за 1996–2005 гг.

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 Р-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  $\mu$  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.

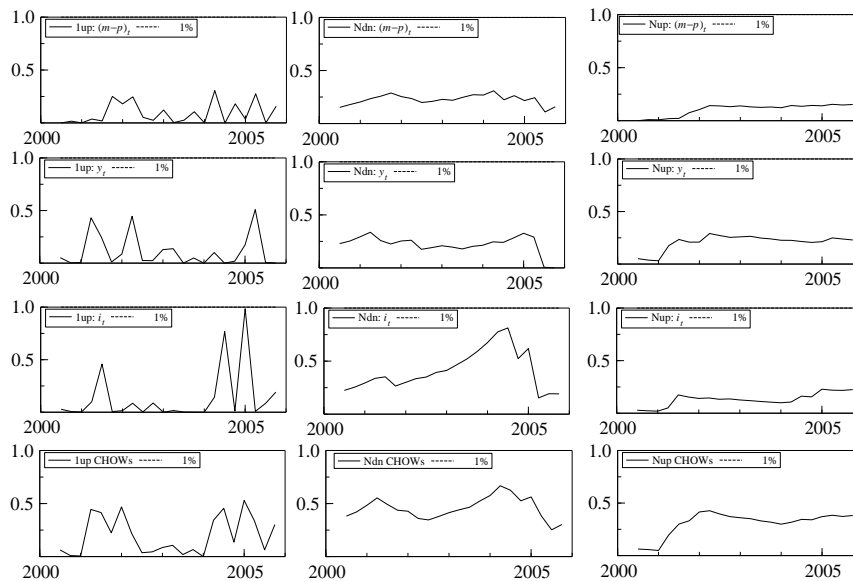


Рис. 2: Модель VAR: рекурсивный тест Чау

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);  $\chi^2_{Norm}$  – 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%.<sup>1</sup> 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-

<sup>1</sup>Фиктивная 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	$\lambda_{\max}$	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	$\lambda_{\max}$	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  $\chi^2$  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  $\chi^2$  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.

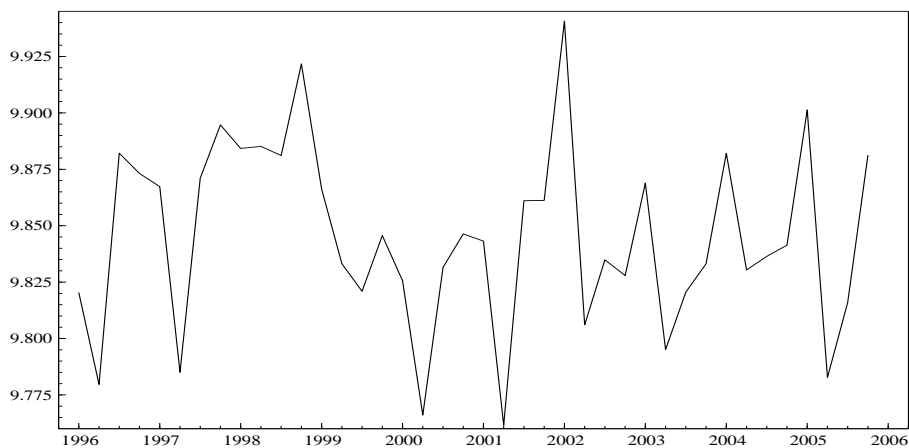


Рис. 3: Модель VAR: коинтеграционный вектор

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



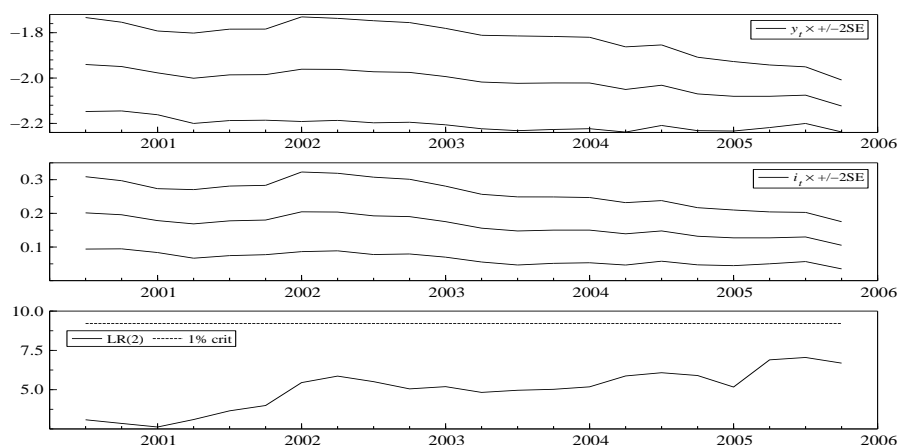


Рис. 4: Модель VAR: рекурсивно оцененные коэффициенты коинтеграционного вектора (верхняя и средняя панели); рекурсивно оцененная статистика нулевой гипотезы о совместном статусе слабой экзогенности переменных  $y_t$  и  $i_t$  по отношению к параметрам коинтеграционного вектора, пронормированная 1% критическим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

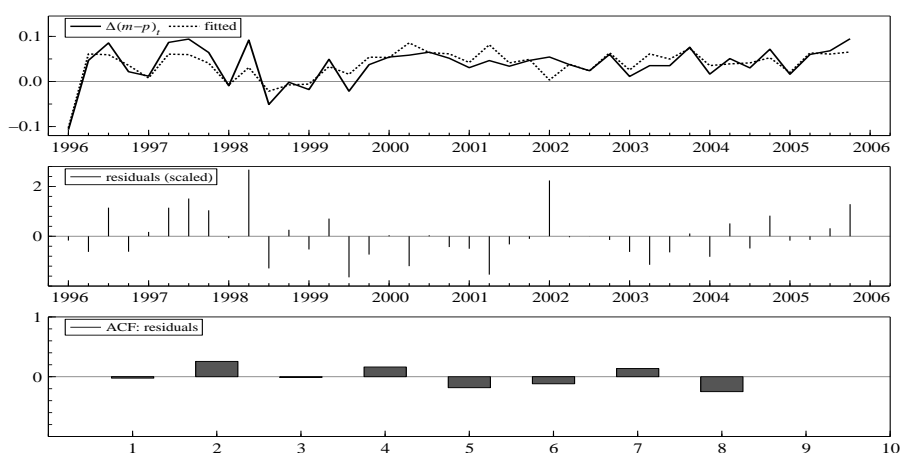


Рис. 5: Модель исправления ошибок: действительные и подобранные значения (верхняя панель); остатки регрессии (средняя панель); автокорреляционная функция остатков регрессии (нижняя панель)

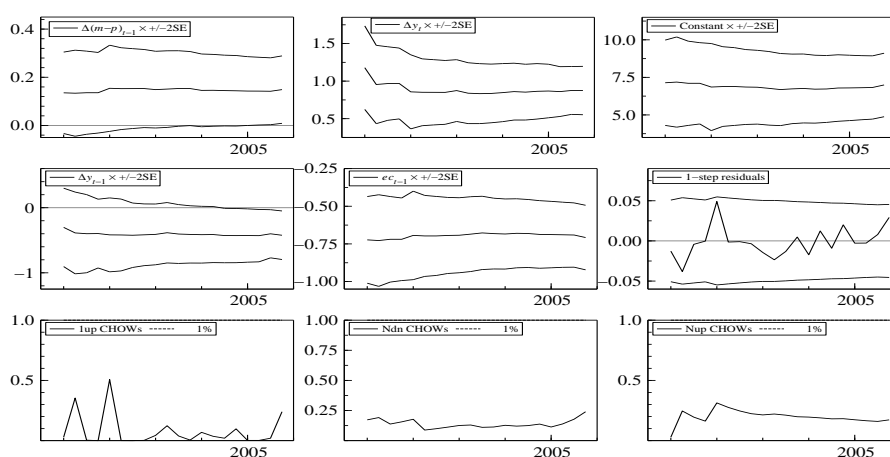


Рис. 6: Модель исправления ошибок: анализ стабильности оцененных параметров

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.

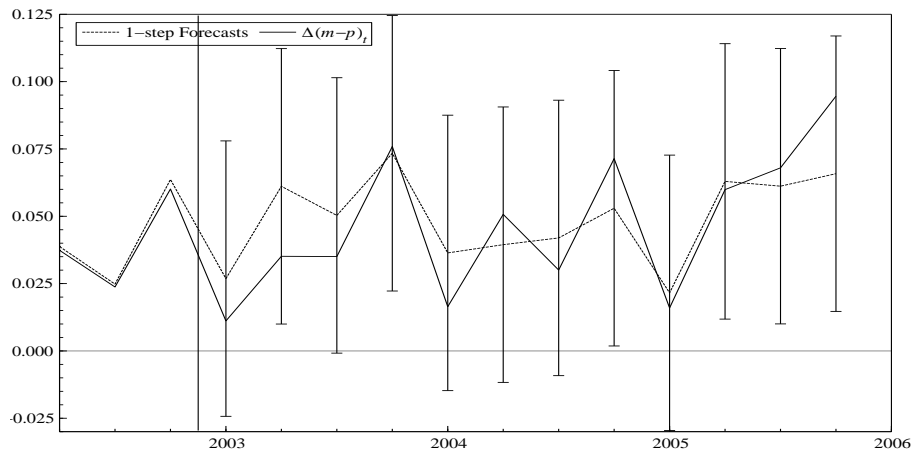


Рис. 7: Модель исправления ошибок: одношаговые прогнозы

## 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, Nuffeld 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.*

