

ОЦЕНКА МОДЕЛЕЙ СПРОСА НА ИМПОРТ ТАБАЧНОЙ ПРОДУКЦИИ В РОССИИ

Никита ТОРОПОВ

Научный сотрудник РАНХиГС при Президенте Российской Федерации. E-mail: toropov-ni@ranepa.ru

Александр ЧЕНЦОВ

Научный сотрудник РАНХиГС при Президенте Российской Федерации. E-mail: chentsov-am@ranepa.ru

В статье рассматривается применение Роттердамской модели и «Почти идеальной модели спроса» для оценки российского спроса на отечественную и импортную табачную продукцию. Представлена методология получения оценок эластичности спроса по доходу и ценам в эконометрической модели спроса с системой линейных ограничений между коэффициентами уравнений спроса на различные товары. Показано, что использование «Почти идеальной модели спроса» является более предпочтительным в условиях ограниченного набора имеющихся данных.

Ключевые слова: Роттердамская модель, «Почти идеальная модель спроса», спрос на импорт, эконометрическая оценка систем спроса.

Введение

Кратное снижение покупательной способности рубля — наряду с другими факторами, такими как снижение мировых цен на энергоресурсы и рецессия в российской экономике, — негативно сказалось на совокупном импорте в Россию, который за два года (с 2014 по 2016 гг.) сократился почти в два раза¹. С другой стороны, импорт различных товарных групп снижался неоднородно². В связи с этим актуальным вопросом является изучение моделей, позволяющих предсказывать спрос на различные группы импортных товаров в зависимости от курса национальной валюты. В данной работе мы оцениваем на эмпирических данных по производству и импорту табачной продукции в Россию две наиболее популярные разновидности моделей спроса — Роттердамскую модель спроса Г. Тейла³ и «Почти идеальную модель спроса» А. Дитона и Дж. Мюльбауэра⁴.

Описание и оценка моделей спроса

Одним из основных подходов, применяемых для прогнозирования объемов импорта, является подход, в основе которого лежат оцененные эластичности спроса по доходу и ценам продуктов. Эконометрические модели, используемые при таком подходе, основываются на стандартных свойствах вальрасианских функций спроса⁵. Важное допущение, применяемое при таком подходе, состоит в том, что импортные товары из различных стран считаются разными товарами. Это означает, что в первую очередь такой подход применим для товаров высокой степени дифференциации, что соответствует нашей задаче оценки спроса на табачную продукцию. Кроме того, к ограничениям моделей спроса следует отнести и то, что многие коэффициенты (эластичности или функции от них) оцениваются как постоянные величины, что, на самом деле, не имеет под собой никаких стро-

¹ См.: Фиранчук А. Динамика внешней торговли // Экономическое развитие России. 2016. № 6. С. 18–22; Фиранчук А. Динамика производства и внешней торговли России // Экономическое развитие России. 2016. № 4. С. 17–23.

² См.: Кнобель А.Ю. Межотраслевые различия импортного тарифа в России // Журнал новой экономической ассоциации. 2011. № 11 (11). С. 64.

³ Theil H. The Information Approach to Demand Analysis // *Econometrica*. 1965. Vol. 33. № 1. Pp. 67–87.

⁴ Deaton A., Muellbauer J. An Almost Ideal Demand System // *The American Economic Review*. 1980. Vol. 70. № 3. Pp. 312–326.

⁵ См.: Кнобель А.Ю. Оценка функции спроса на импорт в России // Прикладная эконометрика. 2011. № 4 (24). С. 3–26.

гих экономических обоснований и по сути является вариантом приближенной оценки функции спроса.

В рамках оценки модели мы использовали набор данных о физических и стоимостных объемах производства, экспорта и импорта рассматриваемого вида продукции и статистике по курсам валют. Данные по международной торговле (объемам импорта и экспорта товаров) брались из базы данных UN Monthly COMTRADE⁶, статистика по внутреннему производству и ценам производителей – из базы данных Единой межведомственной информационно-статистической системы (ЕМИСС)⁷; данные по производству и средним ценам производителей брались в месячной разбивке за январь 2010 – июль 2016 гг.⁸.

При оценке моделей спроса на табачную продукцию мы выделяли пять групп стран – производителей табачной продукции: страны ЕС, действующие и бывшие страны СНГ, Северную и Латинскую Америку и страны Тихоокеанского бассейна, Россию, остальной мир.

В эмпирической части нашей работы мы оцениваем Роттердамскую модель и линейную аппроксимацию к почти совершенной системе спроса (LA-AIDS)⁹.

Роттердамская модель представляет собой систему уравнений спроса

$$w_{it} d[\ln q_{it}] = \mu_i d\left[\ln\left(\frac{y}{P}\right)\right] + \sum_{j=0}^4 \pi_{ij} d[\ln p_{jt}] + e_{it},$$

при заданных ограничениях

$$\sum_i \mu_i = 1, \sum_i \pi_{ij} = 0, \pi_{ij} = \pi_{ji}, \text{ и } \sum_j \sum_i q_i \pi_{ij} q_j < 0.$$

В этих уравнениях: w_{it} – доля расходов потребителя на товар из страны i (далее обозначаем как «товар i ») в момент времени t ; q_{it} – объем потребленного товара i в момент времени t ; μ_i – параметр, равный произведению

w_{it} на эластичность товара i по величине расходов на всю группу товаров; π_{ij} – параметр, равный произведению w_{it} на (перекрестную) эластичность товара i по цене товара j ; y – общий размер расходов на данную группу товаров; P – индекс цен потребительской корзины; p_{jt} – цена на товар j в момент времени t ; e_{it} – ошибка регрессии в момент времени t для товара i .

Модель LA-AIDS может быть легко сформулирована в виде набора из регрессий, каждая из которых описывает данные для одного из товаров в виде

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log \frac{y}{P_t},$$

$$P_t = \sum_k w_{kt} \log p_{kt}.$$

Мы накладываем на эту систему уравнений набор ограничений:

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \beta_i = 0, \sum_j \gamma_{ij} = 0, \gamma_{ij} = \gamma_{ji}.$$

В этой модели: w_{it} – доля расходов на товар i в момент времени t ; $\alpha_i, \beta_i, \gamma_{ij}$ – оцениваемые коэффициенты в линейной регрессии для товара i ; p_{jt} – цена товара j в момент времени t ; x_t – общие расходы потребителя на рассматриваемую группу товаров в момент времени t ; P_t – ценовой индекс в момент времени t .

Для оценивания Роттердамской модели и модели LA-AIDS мы используем метод наименьших квадратов с ограничениями. Чтобы свести оценку модели с ограничениями на параметры к методу наименьших квадратов с ограничениями, перепишем регрессионную модель с блочной матрицей регрессоров, где регрессоры, не входящие в уравнение для товара, описываемого заданной строкой, приравнены к нулю в этой строке. Наше оценивание методом наименьших квадратов с ограничениями следует стандартной процедуре, описанной в экономет-

⁶ UN Monthly COMTRADE Data View // UN Monthly COMTRADE: <http://comtrade.un.org/monthly/Main/Data.aspx#>

⁷ Единая межведомственная информационно-статистическая система (ЕМИСС): <https://www.fedstat.ru/>

⁸ См.: Кнобель А., Кузнецов Е. Некоторые показатели российского экспорта на уровне отдельных экспортеров // Российское предпринимательство. 2016. Т. 1. № 3. С. 339–350.

⁹ Alston J.M., Foster K.A., Green R.D. Estimating Elasticities with the Linear Approximate Almost Ideal Demand System: Some Monte Carlo Results // The Review of Economics and Statistics. 1994. Vol. 76. № 2. Pp. 351–356.

рической литературе¹⁰. Она состоит в первичном оценивании модели с помощью метода наименьших квадратов с использованием стандартной формулы

$$\hat{\beta}_{ols} = (X'X)^{-1}X'y$$

с дальнейшей коррекцией этой оценки с учетом ограничений

$$\hat{\beta}_{cls} = \hat{\beta}_{ols} - (X'X)^{-1}R(R'(X'X)^{-1}R)^{-1}(R'\hat{\beta}_{ols} - c).$$

Для вычисления ковариационной матрицы оценок мы используем такой же двухшаговый подход. На первом шаге мы вычисляем устойчивую к гетероскедастичности ковариационную матрицу оценок коэффициентов метода наименьших квадратов по формуле

$$\hat{V}_{ols} = (X'X)^{-1}X'diag((y - X\hat{\beta}_{ols})(y - X\hat{\beta}_{ols})')X(X'X)^{-1}$$

и учитываем последствия наложения ограничений на параметры, корректируя ковариационную матрицу:

$$\hat{V}_{cls} = \hat{V}_{ols} - (X'X)^{-1}R(R'(X'X)^{-1}R)^{-1}R'\hat{V}_{ols} - \hat{V}_{ols}R(R'(X'X)^{-1}R)^{-1}R'(X'X)^{-1} + (X'X)^{-1}R(R'(X'X)^{-1}R)^{-1}R'\hat{V}_{ols}R(R'(X'X)^{-1}R)^{-1}R'(X'X)^{-1}.$$

Данная процедура позволяет нам оценить уравнения таким образом, что оценки будут удовлетворять наложенным ограничениям, а использование устойчивой к гетероскедастичности оценки ковариационной матрицы позволяет получить асимптотически корректные стандартные ошибки, даже несмотря на то, что построенная нами структура единой регрессионной модели вынужденно порождает гетероскедастичность ошибок в условиях разной дисперсии ошибок в разных уравнениях.

Описанные выше процедуры дают нам возможность оценить параметры интересующих нас моделей, однако нас больше интересуют эластичности, которые из них следуют. Для «Почти идеальной системы спроса» мы можем использовать формулу некомпен-

сированной эластичности ε_{ij} спроса на товар i по цене товара j :

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta_i}{w_i} (\alpha_j + \sum_k \gamma_{kj} \log p_k),$$

где δ_{ij} – символ Кронекера, принимающий значение 1, если индексы i и j совпадают, и значение 0, если они не совпадают.

Аналогичная формула для компенсированной эластичности ε'_{ij} спроса на товар i по цене товара j будет выглядеть как

$$\varepsilon'_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} + w_j - \frac{\beta_i}{w_i} (\alpha_j + \sum_k \gamma_{kj} \log p_k - w_j).$$

Применение аналогичных формул для модели LA-AIDS, как было убедительно показано, например, в работе Алстона, Фостера и Грина¹¹, ведет к сильным искажениям. Вместо этого рекомендуется использовать формулы, учитывающие приближенный характер модели. Мы используем формулы

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta_i}{w_i} w_j, \quad \varepsilon'_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} w_j$$

для некомпенсированной и компенсированной эластичностей соответственно.

Чтобы построить достоверительные интервалы для эластичностей, мы прибегаем к непараметрическому бутстрапу, поскольку сложная связь между долями расходов и оценками параметров делает применение более простого и стандартного асимптотического аппарата (такого, как дельта-метод) невозможным. (См. табл. 1 и 2.)

В данной группе товаров модель с ограничениями позволяет успешно оценить лишь эластичность по расходам. Полученные оценки перекрестных ценовых эластичностей статистически незначимы и зачастую контринтуитивны. (См. табл. 3 и 4.)

Выводы

По итогам проведенных расчетов можно сделать вывод, что применение линейной ап-

¹⁰ Hansen B.E. Econometrics [http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/econometrics/]; Ruud P.A. An Introduction to Classical Econometric Theory. Oxford University Press. 2000.

¹¹ Alston J.M., Foster K.A., Green R.D. Estimating Elasticities with the Linear Approximate Almost Ideal Demand System: Some Monte Carlo Results // The Review of Economics and Statistics. 1994. Vol. 76. № 2. Pp. 351–356.

Таблица 1
Матрица результатов оценки Роттердамской модели с ограничениями на параметры

Оцениваемый параметр Роттердамской модели		Страна происхождения товара				
		Остальной мир	Страны СНГ	ЕС	США, Латинская Америка и страны Азии	Россия
ζ_k		0,246* (0,058)	0,231* (0,039)	0,212** (0,098)	0,140* (0,041)	0,171* (0,056)

Оцениваемый параметр Роттердамской модели	Страна, соответствующая первому индексу параметров π_{ij}	Страна, соответствующая второму индексу параметров π_{ij}				
		Остальной мир	Страны СНГ	ЕС	США, Латинская Америка и страны Азии	Россия
π_{ok}	Остальной мир	-0,018 (0,127)	0,013 (0,065)	-0,012 (0,085)	0,01 (0,025)	0,007 (0,073)
π_{jk}	Страны СНГ	0,013 (0,065)	0,013 (0,05)	0,016 (0,057)	-0,002 (0,017)	-0,041 (0,056)
π_{zk}	ЕС	-0,012 (0,085)	0,016 (0,057)	0,000 (0,091)	-0,032 (0,043)	0,028 (0,079)
π_{zk}	США, Латинская Америка, Азия	0,01 (0,025)	-0,002 (0,017)	-0,032 (0,043)	0,032 (0,022)	-0,008 (0,025)
π_{zk}	Россия	0,007 (0,073)	-0,041 (0,056)	0,028 (0,079)	-0,008 (0,025)	0,014 (0,095)

Примечание. В скобках указаны стандартные ошибки оценок регрессии.

* – Значимость на 1%-ном уровне.

** – Значимость на 5%-ном уровне.

Источник: расчеты авторов.

Таблица 2
Значения некомпенсированных эластичностей, вычисленных на основе параметров из табл. 1 в Роттердамской модели с ограничениями на параметры

	Страна происхождения товара				
	Остальной мир	Страны СНГ	ЕС	США, Латинская Америка и страны Азии	Россия
Эластичность по расходам	1,249	1,814	0,497	2,490	0,886

Перекрестные ценовые эластичности: страна, соответствующая первому индексу параметров ε_{ij}	Страна, соответствующая второму индексу параметров ε_{ij}				
	Остальной мир	Страны СНГ	ЕС	США, Латинская Америка и страны Азии	Россия
Остальной мир	-0,091	0,102	-0,028	0,178	0,036
Страны СНГ	0,066	0,102	0,038	-0,036	-0,212
ЕС	-0,061	0,126	0,000	-0,569	0,145
США, Латинская Америка, Азия	0,051	-0,016	-0,075	0,569	-0,041
Россия	0,036	-0,322	0,066	-0,142	0,073

Источник: расчеты авторов.

Таблица 3
Матрица результатов оценки линейной аппроксимации к модели LA-AIDS
с ограничениями на параметры

Оцениваемый параметр модели LA-AIDS	Страна происхождения товара				
	Остальной мир	Страны СНГ	ЕС	США, Латинская Америка и страны Азии	Россия
α^1_k	2,009* (0,278)	0,114 (0,311)	-1,406** (0,619)	-0,325 (0,232)	-0,392 (0,557)
β_k	-0,151* (0,022)	-0,016 (0,025)	0,133* (0,05)	0,014 (0,019)	0,020 (0,045)

Оцениваемый параметр модели LA-AIDS	Страна, соответствующая первому индексу параметров γ_{ij}	Страна, соответствующая второму индексу параметров γ_{ij}				
		Остальной мир	Страны СНГ	ЕС	США, Латинская Америка и страны Азии	Россия
γ_{0k}	Остальной мир	0,114* (0,042)	-0,070* (0,019)	0,057*** (0,033)	0,005 (0,012)	-0,106* (0,027)
γ_{1k}	Страны СНГ	-0,070* (0,019)	-0,043*** (0,025)	-0,011 (0,029)	-0,006 (0,012)	0,130* (0,023)
γ_{2k}	ЕС	0,057*** (0,033)	-0,011 (0,029)	-0,084*** (0,046)	-0,016 (0,015)	0,053 (0,037)
γ_{3k}	США, Латинская Америка, Азия	0,005 (0,012)	-0,006 (0,012)	-0,016 (0,015)	-0,023* (0,008)	0,040* (0,013)
γ_{4k}	Россия	-0,106* (0,027)	0,130* (0,023)	0,053 (0,037)	0,040* (0,013)	-0,117* (0,041)

Примечание. В скобках указаны стандартные ошибки оценок регрессии.

* – Значимость на 1%-ном уровне.

** – Значимость на 5%-ном уровне.

*** – Значимость на 10%-ном уровне.

Источник: расчеты авторов.

проксимации к модели AIDS дает хорошие результаты как с точки зрения оценивания (многие коэффициенты состоятельны на уровне значимости в 1%), так и с точки зрения экономической интерпретации (знаки эластичностей совпадают с ожидаемыми). Анализ устойчивости полученных результатов показал,

что при сравнении с результатами оценки модели без наложенных ограничений видно, что значения оценок не слишком сильно искажаются накладываемыми ограничениями, давая нам понять, что структура модели достаточно хорошо согласуется с исходными данными. ■

Таблица 4

Матрица некомпенсированных эластичностей по ценам, вычисленным на основе параметров из табл. 3 в линейной аппроксимации к модели LA-AIDS с ограничениями на параметры

Перекрестные ценовые эластичности: страна, соответствующая первому индексу параметров ϵ_{ij}	Страна, соответствующая второму индексу параметров ϵ_{ij}				
	Остальной мир	Страны СНГ	ЕС	США, Латинская Америка и страны Азии	Россия
Остальной мир	0,12 (1,14)	0,74 (1,16)	0,20* (0,10)	0,01 (0,29)	0,04 (0,09)
Страны СНГ	0,83** (0,45)	-0,39 (0,38)	0,06 (0,04)	-0,01 (0,11)	-0,03 (0,07)
ЕС	21,87* (9,13)	12,21 (7,52)	-5,28** (2,72)	5,50** (2,54)	2,05 (3,38)
США, Латинская Америка, Азия	-3,81* (1,53)	-2,36 (1,51)	0,07 (0,11)	-1,37*** (0,35)	-0,11 (0,36)
Россия	-3,31 (21,53)	-11,33 (22,17)	4,72* (2,02)	-7,08 (5,28)	-1,25 (2,11)

Примечание. В скобках указаны стандартные ошибки оценок регрессии.

* – Значимость на 5%-ном уровне.

** – Значимость на 10%-ном уровне.

*** – Значимость на 1%-ном уровне.

Источник: расчеты авторов.