

ФИСКАЛЬНЫЙ МОТИВ И ВНЕШНЕТОРГОВАЯ ЛИБЕРАЛИЗАЦИЯ: ВЫШЕ ДОХОДЫ БЮДЖЕТА, НИЖЕ ДИСПРОПОРЦИИ?¹

Аннотация

Заинтересованность правительства в максимизации доходов бюджета часто является причиной проведения политики, вносящей диспропорции в экономику. В случае реформы внешнеторгового регулирования в России, напротив, заинтересованность правительства в сокращении бюджетных потерь, связанных с некорректным декларированием импорта, может стать основой выработки более эффективной политики. С использованием модифицированной модели Гроссмана-Хелпмана (1994) было продемонстрировано, что реформа импортного тарифа 2000–2001 гг., приведшая к ограниченной унификации импортных пошлин и одновременному снижению их средневзвешенного уровня, была обусловлена комбинацией мотивов правительства, главным из которых являлось получение дополнительных тарифных доходов за счет снижения некорректного декларирования. Следующими по степени важности были мотивы, связанные с повышением благосостояния граждан и привлечением поддержки со стороны деловых лобби. В целом, правительство установило более низкие ставки тарифа на товары с более высокой вероятностью некорректного декларирования, и более высокие ставки – на товары, которые в противном случае могли бы использоваться в качестве «ширмы» для некорректно декларируемых товаров. Вместе с тем анализ показывает, что в России сохраняются значительные возможности для дальнейшей унификации импортных пошлин, связанной со снижением средневзвешенного уровня тарифных ставок.

Фискальные аспекты реформы импортного тарифа

Использование импортных пошлин выполняет две основные функции в экономической системе. Во-первых, оно обеспечивает защиту национальных производителей от конкуренции со стороны импортной продукции; во-вторых, оно снабжает правительство дополнительными денежными ресурсами. Как следствие, разрабатывая план реформы импортного тарифа, правительства стран с переходной экономикой сталкиваются с проблемой нахождения баланса между стратегической целью минимизации искажений, вносимых торговой политикой в экономическую систему, и задачей минимизации потерь в бюджетных доходах. Достижение второй из упомянутых

* Афонцев Сергей Александрович, кандидат экономических наук, ведущий научный сотрудник Института мировой экономики и международных отношений РАН (Москва).

¹ Доклад подготовлен по результатам исследовательского проекта «Экономико-политическая модель унификации импортного тарифа: российская перспектива», подержанного Российской программой экономических исследований (грант №02–228).

целей может быть осложнено низким уровнем фискальной дисциплины, когда импортеры оказываются в состоянии использовать различные методы уклонения от тарифных платежей (в т.ч. путем ввоза одних товаров под видом других, облагаемых по более низким ставкам пошлин).

В России на протяжении 1990-х гг. проблема некорректного декларирования импорта была достаточно острой. Как экономические аналитики, так и представители Государственного таможенного комитета указывали на значительные потери казны, связанные с действием данного фактора. Среди примеров, на которые чаще всего обращалось внимание в дискуссиях, был ввоз курятины (адвалорная пошлина 25%) под видом индюшатины (адвалорная пошлина 15%), телевизоров (комбинированная таможенная пошлина с адвалорной составляющей 30%) под видом бытовых электроприборов (адвалорная пошлина 20%), цветов (адвалорная пошлина 25%) под видом пищевой зелени (адвалорная пошлина 5%). С учетом того, что доходы от взимания импортных пошлин составляли на протяжении 1998–1999 гг. 9–11% налоговых доходов федерального бюджета, широкомасштабное распространение практики некорректного декларирования рассматривалось в качестве реальной угрозы интересам российского правительства, испытывавшего хронический дефицит бюджетных средств. Согласно официальным заявлениям, именно борьба с этой угрозой стала одной из основных целей радикальной реформы импортных пошлин в 2000–2001 гг.

В сентябре 2000 г. правительство одобрило новую концепцию таможенно-тарифной политики. Данная концепция предусматривала решение трех ключевых задач: (1) снижение максимальной тарифной ставки с 30% до 20%, (2) унификацию таможенного режима в отношении товаров с близкими потребительскими характеристиками и (3) осуществление комплекса административных мер, направленных на борьбу с «серым» импортом. В соответствии с указанными принципами в ноябре 2000 г. Правительство РФ осуществило пересмотр ставок импортных таможенных пошлин. Основными инновациями при этом были:

- замена семиступенчатой шкалы адвалорных импортных пошлин (0, 5, 10, 15, 20, 25, 30 процентов) на четырехступенчатую (5, 10, 15, 20 процентов); применение иных ставок было предусмотрено лишь в исключительных случаях²;
- масштабная унификация тарифных ставок в рамках широких товарных групп.

Реформа 2000 г. затронула тарифные ставки по товарам, принадлежащим практически ко всем двухзначным товарным группам. В 2001 г. последовал ряд новых шагов в соответствующем направлении. С 1 октября 2001 г. были изменены тарифные ставки по 610 товарным позициям, с 1 января 2002 г. – более чем по 140, причем порядка

² Эти исключения были, впрочем, достаточно многочисленными. В частности, в Импортном тарифе 2002 г. беспошлинный ввоз был установлен для ряда товаров медицинского назначения и отдельных видов специализированного производственного оборудования, ставка 25% – на курятину и автомобили, ставка 30% – на табачные продукты, ставка 40% – на белый сахар, и т.д.

80% и 90% изменений, соответственно, были направлены на снижение пошлин. Результаты тарифной реформы были закреплены в новом Таможенном тарифе 2002 г.

Декларированная цель реформы заключалась в том, чтобы «обеспечить дополнительные доходы бюджета, не нанося ущерба отечественным производителям».³ Результатом стала ограниченная тарифная унификация в направлении либерализации (т.е. упрощение тарифной структуры, связанное с унификацией пошлин в рамках широких товарных групп при одновременном общем снижении уровня тарифных ставок). В литературе обычно указывается на три мотива тарифной унификации:

- (1) сокращение экономических диспропорций, связанных с высоким уровнем импортных пошлин и их дифференциацией;
- (2) предотвращение потери тарифных доходов, обусловленной некорректным декларированием импортных товаров;
- (3) устранение стимулов к лоббированию в пользу повышения тарифных ставок.

Наиболее известный пример тарифной унификации последних десятилетий – реформа системы внешнеторгового регулирования в Чили – традиционно ассоциируется с реализацией мотивов (1) и (3).⁴ Официально декларированные цели тарифной реформы в России указывают на действие мотивов (1) и (2). Однако можно ли полагаться на официальные заявления, анализируя механизмы регулирования импорта в российских условиях? Данный вопрос носит принципиальный характер, поскольку эти механизмы будут оказывать непосредственное влияние на формирование структуры импортных пошлин в период присоединения России к ВТО.

Чтобы дать на него ответ, необходима внутренне согласованная теоретическая модель, в рамках которой учитывалось бы (1) влияние политики импортного регулирования на благосостояние, (2) лоббистские усилия национальных производителей и (3) стимулы к некорректному декларированию импорта. Такая теоретическая модель представлена в следующем разделе. В ее основе лежит предложенная Г.Гроссманом и Э.Хелпманом (Grossman and Helpman, 1994) модель формирования торговой политики (далее – модель G–H), которая на сегодняшний день является единственным аналитически строгим инструментом анализа экономико-политических детерминант структуры тарифного регулирования импорта. Предшествующие экономико-политические модели в лучшем случае позволяли очертить набор переменных, используемых для тестирования альтернативных гипотез⁵. Напротив, модель G–H позволяет сформулировать однозначные прогнозы относительно того, какие переменные и в каком направлении оказывают влияние на решения в области торговой политики.

³ Внешнеэкономический комплекс России..., 2000, с.75–76.

⁴ См., например, Corbo, 1997; Edwards and Lederman, 1998. Обсуждение аргументов за и против унификации импортных пошлин см. в работе Tarr, 2002.

⁵ См. обзор соответствующих моделей в работах Magee et al., 1989; Rodrik, 1995. О социоэкономических детерминантах протекционизма см. Mayda and Rodrik, 2001.

Модель G–H в ее исходной формулировке принимает во внимание поведение членов групп давления, заинтересованных в максимизации собственного благосостояния, и правительства, заинтересованного в максимизации взвешенной функции политических трансфертов от групп давления и совокупного благосостояния граждан страны. В данной модели правительство обладает полной информацией относительно фактических объемов импорта и получает все причитающиеся ему тарифные платежи. Чтобы учесть феномен некорректного декларирования импорта, необходимо ввести в модель еще одну группу экономических субъектов – импортеров, которые могут снабжать правительство искаженной информацией о характере своих операций. Включение фактора некорректного декларирования импортных товаров в модель G–H позволит нам рассмотреть действие всех трех мотивов к тарифной унификации, указанных выше, и разработать эмпирическую модель для анализа тарифной структуры, установленной в России в результате реформы 2000–2001 гг.

Модель унификации импортного тарифа

Пусть все индивиды в экономике имеют идентичные предпочтения и в одинаковой степени наделены фактором производства «труд», но в разной степени – факторами производства, специфичными для различных отраслей (при этом каждый индивид обладает только одним таким фактором). Максимизируемая индивидами функция полезности имеет вид:

$$U = c_0 + \sum u_i(c_i), \quad (1)$$

где c_0 – потребление стандартного товара (numeraire), не являющегося объектом международной торговли, c_i – потребление дифференцированного товара i , а u_i – дифференцируемая, возрастающая, строго выпуклая функция. Цена стандартного товара нормирована к 1, внутренняя цена дифференцированного товара – p_i . Спрос на дифференцированный товар i с учетом (1) задан инверсированной функцией $u_i'(c_i)$. Индивид с денежным доходом y^k потребляет $c_i^k = d_i(p_i)$ товара i , а его потребление стандартного товара задано выражением $c_0^k = y^k - \sum p_i d_i(p_i)$. Косвенная функция полезности для индивида выглядит при этом следующим образом:

$$V^k = y^k + \sum s_i^k(p_i), \quad (2)$$

где $s_i^k(p_i)$ – индивидуальный потребительский излишек при приобретении дифференцированного товара, $s_i^k(p_i) = u_i(d_i(p_i)) - p_i d_i(p_i)$.

В экономике функционируют два типа экономических субъектов – производители и импортеры. В небольшой открытой экономике внутренняя цена дифференцированного

товара равна $p_i = p_i^* + t_i^s$, где p_i^* – экзогенно заданная мировая цена товара i , а t_i^s – ставка специфической импортной таможенной пошлины ($t_i^s > 0$) или субсидии ($t_i^s < 0$).

Производители. Стандартный товар производится с использованием исключительно труда при постоянной отдаче от масштаба и технологическом коэффициенте, равном 1; таким образом, ставка заработной платы также равна 1. Дифференцированный товар производится с использованием труда и специфического фактора производства также при постоянной отдаче от масштаба. Поскольку ставка заработной платы равна 1, то отдача на специфический фактор производства, используемый при выпуске i , зависит исключительно от цены этого товара: $\pi_i = \pi_i(p_i)$. Вследствие этого внутренний выпуск дифференцированного товара задан как $X_i = \pi_i'(p_i)$. Производители дифференцированного товара i и стандартного товара составляют часть от совокупного населения, равную a_i и a_n , соответственно. Их совокупное благосостояние определяется как

$$W_i = \pi_i + a_i[L + \Sigma s_i(p_i)], \quad (3)$$

$$W_n = a_n[L + \Sigma s_i(p_i)], \quad (4)$$

где L – совокупные трудовые доходы в экономике (эквивалентные совокупному предложению труда L , умноженному на ставку заработной платы, равную 1), а $\Sigma s_i(p_i)$ – совокупный потребительский излишек.

Если производители дифференцированного товара i политически организованы, они могут оказывать влияние на величину переменной торговой политики t_i^s путем трансферта ресурсов C_i в пользу правительства.⁶ Их поведенческая стратегия, таким образом, будет направлена на максимизацию своего чистого благосостояния $W_i - C_i$.

Импортёры. Пусть из факторов производства в осуществлении импортных операций используется исключительно труд, причем ставка заработной платы определяется в секторе, производящем стандартный товар. Как следствие, легальный доход импортёров составляет

$$W_m^{legal} = a_m[L + \Sigma s_i(p_i)], \quad (5)$$

где a_m – доля импортёров в совокупном населении.

Кроме того, импортёры имеют возможность получать дополнительный доход, ввозя товары, облагаемые высокими пошлинами (либо слабо субсидируемые), под видом

⁶ При этом само формирование набора отраслей, оказывающих влияние на политику правительства, может моделироваться как результат отбора групп, готовых участвовать в лоббировании своих интересов (Mitra, 1999; Felli and Merlo, 2002). В данной работе мы исходим из того, что соответствующий набор отраслей был уже сформирован к моменту тарифной реформы 2000–2001 гг.

товаров, облагаемых более низкими пошлинами (либо сильно субсидируемых).⁷ Мы предполагаем, что импортеры некорректно декларируют только тип ввозимых товаров, но не их стоимость. Фактический импорт M_i дифференцированного товара i равен разнице между национальным потреблением этого товара $d_i(p_i)$ и его внутренним производством X_i :

$$M_i = d_i(p_i) - X_i. \quad (6)$$

Обозначим вероятность аудита импортных операций с товаром i через ρ_i , а вероятность обнаружения некорректного декларирования в ходе аудита – через λ_i . В случае обнаружения некорректного декларирования импортеры обязаны уплатить пошлины на фактический объем импорта, а также компенсировать издержки аудита Θ_i ; если же аудит не выявил нарушений, его издержки несет правительство. При данной ставке специфической импортной пошлины t_i^s импортеры выбирают, какая доля импорта дифференцированного товара i будет задекларирована под видом товара j . В условиях несовершенного мониторинга импортных операций со стороны правительства ($\rho_i < 1$, $\lambda_i < 1$), импортеры максимизируют свои нелегальные доходы

$$W_m^{illegal} = \sum t_i^s (M_i - M_i) - \sum \rho_i \lambda_i \Theta_i, \quad (7)$$

где M_i – объем импорта товара i , фактически облагаемый пошлинами с учетом того, что мониторинг импортных операций позволил выявить часть некорректно декларированного импорта. Совокупное благосостояние импортеров W_m представляет собой сумму легального и нелегального компонентов. Если импортеры политически организованы, они могут оказывать влияние на ставки импортных пошлин посредством расходов на лоббирование C_m , соответственно, чтобы максимизировать чистое благосостояние $W_m - C_m$.⁸

Правительство. Правительство заинтересовано в благосостоянии граждан страны (W), в доходах бюджета (R) и в трансфертах ресурсов со стороны лобби:

$$G = \alpha W + \beta \Sigma R + \Sigma C_i + C_m, \quad (8)$$

⁷ В этом заключается основное теоретическое новшество, вводимое нами в модель G–H. Насколько нам известно, ранее в литературе не предпринималось попыток изучить влияние оппортунистического поведения импортеров на предсказания модели G–H (хотя существуют работы, где рассматривается возможность лоббирования со стороны импортеров; см., например, Maggi and Rodriguez-Clare, 2002).

⁸ Формулировка модели может быть усложнена посредством предположения, что импортеры могут оказывать влияние также на вероятность аудита импортных операций (как это сделано в работе Афонцев, 2004). В данной статье мы будем рассматривать исключительно процесс определения тарифных ставок.

где α и β – сравнительные веса, которые правительство придает благосостоянию граждан и бюджетным доходам (соответствующий вес для расходов лобби равен 1). С учетом (3)–(5) и (7),

$$W = \Sigma \pi_i + L + \Sigma s_i(p_i) + \Sigma t_i^s(M_i - M_i) - \Sigma \rho_i \lambda_i \Theta_i. \quad (9)$$

В свою очередь, бюджетные доходы равны поступлениям от импортных пошлин за вычетом чистых расходов на аудит (т.е. тех расходов на аудит, которые не были компенсированы импортерами, уличенными в некорректном декларировании):

$$R = \Sigma t_i^s M_i + \Sigma \rho_i \Theta_i (\lambda_i - 1). \quad (10)$$

С целью упрощения аргументации в дальнейшем мы будем использовать не оригинальную формулировку формулировку модели G–H, основанную на анализе взаимодействия между организованными группами и правительством в терминах аукциона меню (menu auction), а модифицированную, предложенную в работе Goldberg and Maggi, 1999, которая приводит к аналогичным результатам с точки зрения торговой политики. В данной формулировке модели взаимодействие по Нэшу между организованными группами и правительством обеспечивает максимизацию чистой полезности всех сторон:

$$J = \alpha W + (1-\alpha) \Sigma (W_{i,i \in O}) + (1-\alpha) W_m + \beta \Sigma R, \quad (11)$$

где O – набор политически организованных (представленных группами давления) отраслей.

Пусть a_O – доля населения, наделенного специфичными для конкретных отраслей факторами производства, которое представлено политически организованными группами, а фиктивная (dummy) переменная I_i принимает значение 1, если производители в отрасли организованы, и 0 в противоположном случае.

Тогда, используя выражения для ценовой эластичности импорта $e_i \equiv -M_i' \frac{p_i}{M_i}$, обратного отношения наблюдаемого импорта к внутреннему производству $z_i \equiv \frac{X_i}{M_i}$ и отношения некорректно декларированного импорта товара i к фактическому его импорту $\mu_i \equiv \frac{M_i - M_i}{M_i}$ ⁹, и отметив, что $t_i^s/p_i = t_i/(1+t_i)$ (где t_i – адвалорный эквивалент специфической

⁹ Логично предположить, что $\mu_i < 0$ для товаров, облагаемых более высокими пошлинами, поскольку импортерам выгодно занижать декларируемый объем импорта этих товаров ($M_i - M_i < 0$), и, наоборот, $\mu_i > 0$ для товаров, облагаемых более низкими пошлинами. Очевидно также, что $\mu_i \geq -1$, поскольку импортеры не могут скрыть больше импортных товаров, чем они реально ввезли.

импортной пошлины t_i^s), получаем следующую запись условий первого порядка максимизации (11) по t_i^s (или, что то же самое, по p_i):

$$\frac{t_i}{1+t_i} = \frac{(1-\alpha)(I_i - a_o - a_m)}{\beta} \times \frac{z_i}{e_i} + \frac{\beta - \alpha - (1-\alpha)(a_o + a_m)}{\beta} \times \frac{1}{e_i} + \frac{\alpha + (1-\alpha)(a_o - a_m)}{\beta} \times \frac{1}{\left(\frac{1}{\mu_i} + 1\right) e_i}. \quad (12)$$

Из (12) вытекают следующие выводы относительно уровня импортных пошлин при $\alpha < 1$:

(1) поскольку первый множитель в правой части выражения (12) положителен при $I_i=1$, уровень тарифных ставок в организованных отраслях тем выше, чем выше отношение внутреннего производства к наблюдаемому объему импорта X_i/M_i ;

(2) напротив, в неорганизованных отраслях уровень тарифной защиты тем выше, чем ниже отношение внутреннего производства к наблюдаемому объему импорта, поскольку первый множитель в правой части выражения (12) отрицателен при $I_i=0$;

(3) более высокий уровень тарифной защиты соответствует более низким значениям эластичности наблюдаемого импорта по цене, поскольку при низкой эластичности импорта чистые потери от протекционистской политики также низки, и правительство с большей готовностью будет предоставлять поддержку соответствующим отраслям;

(4) если отклонение наблюдаемых объемов импорта от их фактических значений положительно (т.е. другие товары ввозятся под видом i), у правительства возникают стимулы устанавливать более высокие пошлины на товары с высокими значениями μ_i ; когда же товар i ввозится под видом других товаров, более высокие абсолютные значения μ_i побуждают правительство устанавливать более низкие пошлины на соответствующий товар.

Фактически, утверждение (4) представляет собой экономико-политическое объяснение феномена унификации импортных пошлин:

В условиях несовершенного мониторинга импортных операций и заинтересованности правительства в повышении бюджетных доходов, равновесная структура импортных пошлин будет менее дифференцированной, чтобы минимизировать некорректное декларирование импорта.

В следующем разделе мы протестируем утверждения (1)–(4) на основе анализа тарифной структуры, установившейся в России в результате реформы 2000–2001 гг.

Эконометрическое исследование и его результаты

Для проверки гипотез, вытекающих из (12), мы оценили следующую эконометрическую модель:

$$\frac{t_i}{1+t_i} = A_1 I_i \frac{z_i}{e_i} + A_2 \frac{z_i}{e_i} + A_3 \frac{1}{e_i} + A_4 \frac{1}{\left(\frac{1}{\mu_i} + 1\right) e_i} + \varepsilon_i, \quad (13)$$

где $A_1=(1-\alpha)/\beta$, $A_2=(1-\alpha)(-a_o-a_m)/\beta$, $A_3=(\beta-\alpha-(1-\alpha)(a_o+a_m))/\beta$ и $A_4=(\alpha+(1-\alpha)(a_o+a_m))/\beta$ (т.о., $A_4=1-A_3$).

В фокусе нашего исследования находились отрасли промышленности, а не товарные группы таможенной статистики, поскольку только на уровне отраслей можно получить данные о национальном производстве, необходимые для расчета переменной z_i . Мы использовали данные об импорте, взятые из базы данных Государственного таможенного комитета, которые были агрегированы таким образом, чтобы получить показатели на уровне отдельных отраслей ОКОНХ.

В качестве зависимых переменных при оценке (13) использовались адвалорные тарифные ставки и адвалорные эквиваленты специфических ставок импортных пошлин в 2002 г., агрегированные по отраслям с использованием весов, равных доле соответствующих товарных категорий в отраслевом импорте (в случае комбинированных таможенных пошлин мы использовали максимальное значение из адвалорной составляющей и адвалорного эквивалента специфической составляющей).

Сложную проблему представляет расчет наблюдаемых показателей ценовой эластичности импорта. Общепринятый метод их оценки предполагает проведение динамического анализа в системе одновременных уравнений, описывающих спрос на импорт и его предложение, с одной стороны, и спрос на отечественные субституты импорта и их предложение, с другой стороны (см., к примеру, Senhadji, 1998). В российских условиях данная процедура не могла быть использована ввиду (а) краткости временного ряда, для которого имеются данные по внешней торговле России как независимого государства (с 1994 г.), и (б) отсутствия на необходимом уровне дезагрегирования данных о ценах и расходах, которые позволили бы провести оценку одновременных уравнений. Вместо этого мы оценили краткосрочные эластичности спроса на импорт, используя данные об относительном спаде стоимостного объема импорта в результате девальвации 1998 г. Ввиду того, что масштабы изменения валютного курса рубля значительно превышали масштабы изменения остальных переменных, оказывающих влияние на объемы импорта, отклонения динамики импорта во II–IV квартале 1998 г. от тенденций, характерных для II–IV кварталов 1997 г., могут рассматриваться как связанные преимущественно с эффектом сокращения импорта в результате роста цен импортных товаров на внутреннем рынке под влиянием

девальвации.¹⁰ С учетом этого были рассчитаны значения эластичности отраслевого импорта по валютному курсу, аппроксимирующие значения эластичности импорта по цене.¹¹ Данная процедура дала вполне удовлетворительные результаты. Лишь для 8 отраслей показатели эластичности имели неверный знак. Мы исключили эти отрасли из нашей базы данных, в которой осталось, таким образом, 150 отраслей промышленности, на которые приходилось 73.15% совокупного импорта в 1999 г.¹²

Для идентификации политически организованных отраслей мы использовали стандартное предположение о том, что число фирм в отрасли положительно коррелировано с остротой «проблемы безбилетника», подрывающей кооперативную деятельность в рамках группы,¹³ и экспериментировали с различными пороговыми гипотезами, согласно которым отрасли являются организованными, если число производителей – юридических лиц в отрасли не превышает определенный пороговый уровень (с учетом распределения отраслей по численности компаний в качестве пороговых были выбраны значения 70, 129 и 164 компании в отрасли).

Наиболее важный вопрос связан с оценкой переменной некорректного декларирования импорта μ_i . В случае торговли между двумя странами наиболее адекватная методика заключается в сравнении национальной статистики импорта со статистикой экспорта страны-партнера. Применительно к торговле Российской Федерации в целом реализовать этот вариант невозможно, поскольку это потребовало бы доступа к дезагрегированной внешнеторговой статистике всех стран-торговых партнеров России. Ввиду этого мы предприняли оценку отношения внутреннего производства к импорту на базе набора переменных, традиционно рассматриваемых в качестве детерминант структуры внешнеторговых потоков, а затем, интерпретируя полученные оценки в качестве аппроксимации фактических объемов импорта, использовали соответствующую расчетную формулу для калькуляции μ_i (см. Приложение).

¹⁰ Это, разумеется, достаточно сильное предположение. Однако необходимо отметить, что традиционный метод оценки эластичности импорта по цене также дает весьма приблизительные результаты: многие коэффициенты эластичности оказываются статистически незначимыми или даже имеют обратный знак (Shiels, Stern and Deadorff, 1986). Однако, с внесением минимальных коррекций, они широко используются в исследовательской практике ввиду отсутствия удовлетворительных альтернатив (см., например, Goldberg and Maggi, 1999).

¹¹ В действительности показатель эластичности импорта по валютному курсу учитывает влияние валютного курса как на цену импортируемых товаров, так и на доходы. Для оценки (13), однако, нам достаточно информации ординального, а не кардинального характера, а предположение о близости ординальных рангов эластичности импорта по цене и по валютному курсу в краткосрочной перспективе представляется вполне реалистичным.

¹² Выбор 1999 г. в качестве базового года для расчета независимых переменных модели определяется тем, что он непосредственно предшествовал тарифной реформе 2000–2001 гг. Дезагрегированные данные о производстве и издержках взяты из следующих изданий: Основные показатели работы промышленности за 1999 г. ф.СО по отраслям и формам собственности. М.: Госкомстат, 2000; Затраты на производство и реализацию продукции промышленности за IV квартал 1999 года. М.: Госкомстат, 2000.

¹³ Классическая формулировка данного тезиса предложена в работе Olson, 1965. Хотя недавние разработки заставляют усомниться в универсальной справедливости такого предположения (Pecorino, 1998), оно широко используется в исследовательской практике.

Подобная процедура открыта для критики по двум направлениям. С одной стороны, отклонение наблюдаемого объема импорта от предсказанного моделью может быть связано не с некорректным декларированием, а с недостатками модели, на основании которой осуществляется оценка фактических объемов импорта (Trefler, 1995). С другой стороны, разработанная нами модель опирается на достаточно жесткое предположение о том, что импортеры могут некорректно декларировать только тип товара, но не его стоимость, что эквивалентно предположению об отсутствии контрабандных поставок. В реальности, однако, значительная часть российского импорта вообще избегает таможенного контроля, поступая по контрабандным каналам или по каналам челночной торговли.

Чтобы ослабить влияние первой проблемы, мы экспериментировали с различными спецификациями модели, включая в нее переменные отраслевой интенсивности использования факторов производства, факторной производительности, эластичности импорта и масштаба производства. В Таблице А1 Приложения представлена спецификация модели, обеспечивающая наиболее близкую аппроксимацию отношения внутреннего производства к импорту. Независимыми переменными данной модели являются показатели отраслевой интенсивности использования факторов производства и показатель масштаба производства. К данной спецификации необходимо дать два комментария. Во-первых, коэффициент детерминации в модели ($R^2=0,32$) является достаточно высоким для рассматриваемого класса зависимых переменных, которые, как правило, с трудом поддаются аппроксимации. Во-вторых, тот факт, что многие коэффициенты при независимых переменных модели не являются статистически значимыми, не подрывает ценности самой модели, поскольку для наших целей достаточно именно *аппроксимации* структуры импортных потоков, а не *объяснения* их детерминант, так что мы не ставили перед собой задачу детального анализа стандартных ошибок модели, представленной в Приложении.¹⁴

Даже если мы примем оценки, полученные на основании представленной в Приложении модели, за адекватную аппроксимацию фактического объема импорта, расчет переменной некорректного декларирования тем не менее будет сталкиваться с проблемой контрабанды и челночного импорта. В отличие от некорректного декларирования, данные торговые практики приводят к тому, что наблюдаемый объем импорта товаров, облагаемых высокими пошлинами, оказывается ниже фактического, в то время как сопутствующего завышения объема импорта товаров, облагаемых низкими пошлинами, не происходит. Иными словами, почти вся разница между фактическим и наблюдаемым объемом импорта товаров, облагаемых нулевыми пошлинами, оказывается связана с некорректным декларированием, но чем выше тарифные ставки, тем большая доля этого расхождения будет приходиться на контрабанду и челночный импорт. Поскольку мы в любом случае не можем оценить масштабы контрабанды и челночного

¹⁴ По этому поводу см., к примеру, Goldberg and Maggi, 1999, p.1152 (таблицы А1 и особенно А2), а также комментарии относительно интерпретации коэффициентов (p.1145).

импорта по продукции конкретных отраслей, использованная нами процедура завышает значение переменной некорректного декларирования μ_i для товаров, облагаемых высокими импортными пошлинами. Однако это не должно привести к пересмотру наших предсказаний относительно влияния переменной μ_i , поскольку правительство заинтересовано в сокращении контрабанды ничуть не меньше, чем в сокращении масштабов некорректного декларирования импорта. Принимая во внимание эти обстоятельства, мы можем перейти к анализу эконометрических результатов.

В Таблице 1 представлены результаты тестирования модели (13) и модели без порога организованности, которая используется в качестве стандарта для оценки аналитического потенциала присущего модели G–H акцента на совместном рассмотрении влияния рыночной доли импорта и фактора отраслевой организации. Как можно убедиться, коэффициенты при всех входящих в модель (13) переменных являются статистически значимыми. Однако единственная переменная, чей знак совпадает с предсказаниями (1)–(4) – это переменная эластичности импорта.¹⁵

Чтобы знаки при переменных $I_i \frac{z_i}{e_i}$ и $\frac{z_i}{e_i}$ соответствовали полученным при тестировании модели, сравнительный вес, придаваемый правительством благосостоянию граждан, должен быть больше 1, т.е. превышать вес, придаваемый ресурсам лобби.¹⁶

Напротив, случай переменной $\frac{1}{\left(\frac{1}{\mu_i} + 1\right) e_i}$ полностью противоречит логике модели:

коэффициент при этой переменной не только имеет контринтуитивный знак, но и не соответствует условию модели (13), согласно которому он должен быть равен единице минус коэффициент при переменной $\frac{1}{e_i}$.

¹⁵ При использовании порога отраслевой организации $N=164$ обнаруженная эмпирическая зависимость более не наблюдается. Это может означать, что фактический «порог организации» находится где-то между 129 и 164 компаниями в отрасли.

¹⁶ Этот результат в точности согласуется с заключениями предшествующих исследований о том, что вес, придаваемый правительством благосостоянию граждан, может быть очень близок к весу, придаваемому ресурсам лобби, и даже превышать его (Goldberg and Maggi, 1999; Gawande and Bandyopadhyay, 2000).

Таблица 1. Результаты сравнительного тестирования эконометрических моделей

	Порог организованности отрасли $N_i=70$	Порог организованности отрасли $N_i=129$	Без порога организованности
	(1)	(2)	(3)
$I_i \frac{z_i}{e_i}$	-0.000089 -5.666***	-0.000086 -5.789***	
$\frac{z_i}{e_i}$	0.000047 4.639***	0.000045 4.820***	-0.000013 -0.732
$\frac{1}{e_i}$	0.00056 3.038***	0.00055 2.994***	0.00039 1.770*
$\frac{1}{\left(\frac{1}{\mu}+1\right)e}$	-0.00051 -3.508***	-0.00049 -3.636***	-0.00017 -0.814
χ^2	77.44***	101.69***	9.51**
Log L	120.32	120.02	117.07

Примечания. Оценка методом максимального правдоподобия без константы и со скорректированными стандартными ошибками. Зависимая переменная: $t_i/(t_i+1)$, где t_i – уровень адвалорных импортных пошлин. z-статистика в скобках; *** – уровень значимости 1%, ** – уровень значимости 5%, * – уровень значимости 10%.

Интерпретируя член регрессии, отражающий влияние фактора некорректного декларирования, как «нарушителя» закономерностей модели, и используя формулы для расчета коэффициентов регрессии, фигурирующие в выражении (13), мы можем рассчитать значения α , β , и (a_0+a_m) . Опираясь на «наиболее точную» (best fit) спецификацию, представленную в столбце (2) Таблицы 1, получаем:

α	Относительный вес, придаваемый благосостоянию граждан	1.000086
β	Относительный вес, придаваемый доходам бюджета	1.000594
a_0+a_m	Доля населения, представленного организованными группами	52.2%

Значения α и β очень близки к 1, так что сравнительные веса, придаваемые правительством различным экономико-политическим приоритетам тарифного регулирования, оказываются «почти» идентичными. Лидером рейтинга предпочтений правительства, однако, являются доходы бюджета, затем идет благосостояние граждан, и замыкают список расходы лобби. С учетом акцента на бюджетные доходы отрицательный знак члена регрессии, отражающего влияние фактора некорректного декларирования, кажется еще более парадоксальным и требует пристального внимания. Прежде всего, мы можем предположить, что формулировка нашей эмпирической модели (13) нуждается в уточняющих спецификациях. Поскольку только для двух наблюдений в нашей базе данных адвалорная ставка импортных пошлин составляла меньше 5%, мы использовали метод анализа моделей с цензурированными переменными, чтобы привлечь во внимание (потенциально) экзогенный характер этого ограничения. Для неорганизованных отраслей

переменная отношения внутреннего производства к импорту, деленная на эластичность импорта, в данных спецификациях теряет статистическую значимость, однако характер влияния остальных переменных (включая переменную некорректного декларирования) остается без изменения.

В литературе также указывается на то, что проблемы эконометрической оценки могут быть связаны с эндогенным характером переменной эластичности импорта и ошибок ее измерения; для нейтрализации соответствующих эффектов предлагается «перемещение» переменной эластичности из правой части модели в левую (Goldberg and Maggi, 1999, p.1140). Мы воспользовались данной рекомендацией и получили неожиданные результаты. Фактически речь идет о моделях, где основную объяснительную роль играет константа. Переменные, отражающие эффект отраслевой организации и некорректного декларирования импорта, оказываются статистически незначимыми, а знак отношения внутреннего производства к импорту оказывается *отрицательным* и статистически значимым, что соответствует предсказаниям традиционных *ad hoc*-моделей эндогенного определения торговой политики, использовавшихся до появления модели Г–Н. Это побудило нас к сравнению результатов тестирования подобных моделей с результатами, полученными при тестировании модели (13).

Для подобного эксперимента мы использовали модель со следующими переменными.¹⁷ Во-первых, это отношение внутреннего производства к импорту z_i и переменная отраслевой организации I_i (для пороговых значений $N_i=70$ и $N_i=129$), влияние которых теперь будет рассматриваться по отдельности, в противоположность логике модели Г–Н. В соответствии с логикой традиционных *ad hoc*-моделей, чем ниже отношение внутреннего производства к импорту (т.е. чем выше рыночная доля импорта), тем больше потребность отрасли в тарифной защите, а значит, выше ставки импортных пошлин. В свою очередь, влияние переменной отраслевой организации должно быть положительным (организованные отрасли в состоянии пролоббировать более высокие импортные пошлины). Во-вторых, мы ввели в модель переменную μ_i напрямую, а не косвенно, как в (13), чтобы проверить, действительно ли правительство уделяет внимание феномену некорректного декларирования. В-третьих, в *ad hoc*-модель вошли некоторые переменные, о влиянии которых мы можем судить на основании наших предшествующих исследований. Отраслевой объем импорта M_i призван контролировать стремление правительства максимизировать тарифные доходы, установив высокие тарифные ставки по тем товарным категориям, на которые приходится наибольшая доля совокупного импорта, не прибегая при этом к повышению ставок по «менее важным» товарным категориям, чтобы не вносить дополнительные диспропорции в национальную экономику. Число компаний в отраслях (N_i) может быть использовано для учета размера отраслей и географического «разброса» контролируемого ими электората, а также для тестирования

¹⁷ Обзор результатов тестирования *ad hoc*-моделей регулирования импорта см. в Rodrik, 1995. Приложения этих моделей для России содержатся в работах Афонцев, 1999; Афонцев 2002.

традиционного представления о том, что отрасли, где функционирует больше компаний, в большей степени страдают от «проблемы безбилетника» при организации лобби и потому менее эффективны в лоббировании импортных пошлин. Наконец, средний выпуск в расчете на одну компанию *Avout* характеризует потенциальный размер выигрыша компаний, получаемого благодаря защите от импорта, а также сравнительный объем ресурсов, который они могут направить на лоббирование.

В Таблице 2 представлены результаты оценки данной *ad hoc*-модели в трех вариантах. Лишь переменная μ_i оказалась статистически значимой во всех спецификациях; позитивное влияние переменной N_i соответствует обнаруженному нами в предыдущих работах (размер отраслевого электората положительно связан с высотой пошлин), однако оно не является статистически значимым в спецификациях с переменной отраслевой организации I_i . Знак при переменной отношения внутреннего производства к импорту отрицателен, но статистически незначим, в то время как знак коэффициента при переменной отраслевой организации оказывается контринтуитивным. В совокупности с более чем скромными результатами тестирования спецификаций без порога организованности (последний столбец Таблицы 1), это позволяет говорить о выраженном аналитическом преимуществе модели G–H над *ad hoc*-моделью.

Таблица 2. Тестирование *ad hoc*-модели

	Вариант 1	Вариант 2	Вариант 3
z_i	-3.22e-06 -1.626	-1.57e-06 -0.744	-2.33e-06 -1.169
μ_i	1.271e-03 2.569***	1.588e-03 3.297***	1.474e-03 3.360***
M_i	1.25e-08 0.357	8.43e-10 0.024	5.72e-09 0.148
N_i	6.27e-06 1.950*	4.62e-06 1.387	4.40e-06 1.378
I_i (N=70)		-0.023 -2.461**	
I_i (N=129)			-0.017 -1.560
<i>Avout</i>	-3.48e-07 -1.425	-1.74e-07 -0.842	-2.36e-07 -1.107
Константа	0.092 16.591***	0.100 15.209***	0.100 11.416***
χ^2	21.97***	32.23***	32.29***
Log L	235.00	237.54	236.45

Примечания. Оценка методом максимального правдоподобия со скорректированными стандартными ошибками. Зависимая переменная: $t_i/(t_i+1)$, где t_i – уровень адвалорных импортных пошлин. z-статистика в скобках; *** – уровень значимости 1%, ** – уровень значимости 5%, * – уровень значимости 10%.

Ключевое новшество *ad hoc*-модели заключается в том, что переменная некорректного декларирования импорта μ_i оказывается статистически значимой с положительным коэффициентом, что свидетельствует о заинтересованности правительства в использовании тарифной унификации для сокращения масштабов некорректного декларирования импорта. С учетом этого мы можем построить *ad hoc*-спецификацию модели (13). Как явствует из Таблицы 3, *ad hoc*-введение в модель (13) переменной μ_i говорит в пользу того, что правительство при формулировке тарифной политики учитывает некорректное декларирование импорта более непосредственным образом, чем это предполагает модель (13). Влияние данной переменной соответствует сформулированному нами экономико-политическому объяснению феномена эндогенной унификации импортных пошлин, и представляет собой еще одно свидетельство в пользу того, что получение доходов от импортных пошлин является одним из ведущих мотивов внешнеторговой политики правительства.

Таблица 3. *Ad hoc*-спецификации модели определения тарифной политики

	Порог организованности отрасли $N_i=70$	Порог организованности отрасли $N_i=129$
$I_i \frac{z_i}{e_i}$	-0.000050 -4.346***	-0.000048 -4.646
$\frac{z_i}{e_i}$	0.000051 4.476***	0.000049 4.795***
$\frac{1}{e_i}$	0.00025 1.664*	0.00025 1.657*
μ_i	0.0040 3.079***	0.0040 3.078***
χ^2	38.49***	41.76***
Log L	124.93	124.77

Примечания. Оценка методом максимального правдоподобия без константы и со скорректированными стандартными ошибками. Зависимая переменная: $t_i/(t_i+1)$, где t_i – уровень адвалорных импортных пошлин. z-статистика в скобках; *** – уровень значимости 1%, ** – уровень значимости 5%, * – уровень значимости 10%.

Выводы для экономической политики

Эмпирическое исследование структуры импортных пошлин, установленной Таможенным тарифом 2002 г., показало, что в списке приоритетов правительства при определении тарифной политики лидирующее место занимала цель максимизации тарифных поступлений. Второй по степени важности мотив был связан с повышением благосостояния граждан страны, и на последнем месте оказался мотив, связанный с трансфертами ресурсов со стороны лоббирующих групп. Повышенное внимание к тарифным доходам представляет собой важную черту российской внешнеторговой либерализации в отличие от стран Центральной и Восточной Европы, где в качестве

ключевого мотива при формулировке внешнеторговой политики рассматривается стремление правительства ограничить как диспропорции в экономической системе, так и возможности для отраслевых лобби получать выгоды за счет потребителей.

В целом, правительство установило более низкие ставки тарифа на товары с более высокой вероятностью некорректного декларирования, и более высокие ставки – на товары, которые в противном случае могли бы использоваться в качестве «ширмы» для некорректно декларируемых товаров. Вместе с тем в некоторых случаях на товары, по которым есть основание подозревать интенсивное уклонение от уплаты пошлин посредством некорректного декларирования, были сохранены излишне высокие ставки пошлин (особенно в ряде отраслей химической промышленности, машиностроения и пищевой промышленности). Это свидетельствует о том, что в России сохраняются значительные возможности для дальнейшей унификации импортных таможенных пошлин.

Следует отметить также, что в последующие годы в сфере тарифного регулирования импорта наблюдались признаки обращения вспять тенденции к внешнеторговой либерализации через унификацию импортных пошлин. По расчетам исследовательской группы Всемирного банка под руководством Д.Тарра, степень дифференциации импортных пошлин заметно возросла при общем росте средневзвешенной ставки импортных таможенных пошлин с 11,6% в 2001 г. до 12,9% в 2003 г. Причина подобного развития событий заключалась в усилении использования специфических пошлин: число тарифных линий, к которым применяются специфические пошлины, возросло с 1533 до 1735, причем наибольший рост их числа (на 167 тарифных линий) имел место в пищевой промышленности, где уровень дифференциации ставок пошлин и ранее был высок.

Можно ли в этих условиях говорить, что экономико-политические аргументы в пользу тарифной унификации сохраняют силу? Представляется, что да. Интенсификация использования специфических пошлин соответствует реализации мотива максимизации тарифных доходов при изменении импортных пошлин *по отдельным тарифным линиям*, в то время как результаты реформы 2000–2001 гг. были связаны с тем, что она охватывала *широкий круг товарных категорий*. Таким образом, один и тот же мотив может обуславливать разнонаправленные тенденции в сфере тарифного регулирования в зависимости от того, насколько широк круг товарных категорий, по которым осуществляется пересмотр импортных пошлин. В связи с этим дальнейшая унификация пошлин в направлении либерализации возможна в рамках реформы, затрагивающей по возможности максимальное количество товарных категорий.¹⁸

¹⁸ Дополнительный аргумент в пользу более широкого пересмотра импортных пошлин заключается в том, что в этом случае затрагиваются интересы большего числа экономических субъектов, которым труднее достигнуть согласия при выработке стратегии лоббирования вследствие гетерогенности их интересов. Благодаря этому воздействие групп давления на политику правительства может оказаться существенно ослабленным.

Основание для оптимизма в отношении характера подобной унификации дает тот факт, что расходы лобби имеют в рейтинге приоритетов правительства более низкий вес, чем благосостояние граждан. Это означает, что действия лобби не будут оказывать решающего влияния на выработку тарифной политики, а значит, она с высокой степенью вероятности будет способствовать повышению благосостояния граждан. Как следствие, можно утверждать, что дальнейшая тарифная унификация в направлении либерализации является перспективной стратегией тарифной политики на протяжении переходного периода после присоединения России к ВТО.

В этих условиях ключевой вопрос связан с направлением расходования дополнительных доходов бюджета, полученных благодаря сокращению некорректного декларирования импорта. Если они будут использованы для финансирования востребованных гражданами общественных благ, высокий сравнительный вес, придаваемый правительством бюджетным доходам, будет соответствовать интересам избирателей. В противном случае непроизводительное расходование дополнительных бюджетных доходов может сделать их прирост менее желательным. Адекватное решение этой проблемы могло бы заключаться в таргетировании дополнительных доходов на стадии планирования реформы импортного тарифа путем обязывающего фиксирования статей расходов, финансирование которых будет расширено за счет прироста располагаемых средств. В реальном мире, однако, практика бюджетного таргетирования редко бывает реализована на деле: даже если соответствующие обещания даются, они редко исполняются. Альтернативное решение в этом случае заключается в том, чтобы сократить бремя иных налогов, вносящих диспропорции в экономику, на сумму, равную объему дополнительных доходов бюджета, полученных благодаря тарифной реформе. В результате будут уменьшены диспропорции, вносимые фискальными инструментами в экономическую систему, при сохранении неизменного уровня бюджетных доходов и расходов.

ЛИТЕРАТУРА

- Афонцев С.А. Экономико-политическая модель унификации импортного тарифа: российская перспектива // Консорциум экономических исследований и образования, серия «Научные доклады», №04/12R. М., 2004 (http://www.eerc.ru/details/download.aspx?file_id=3767).
- Афонцев С.А. Влияние эндогенных механизмов тарифной политики на структуру импортных потоков в России // Консорциум экономических исследований и образования, серия «Научные доклады», №01/07R. М., 2002 (http://www.eerc.ru/details/download.aspx?file_id=3584).
- Афонцев С.А. Экономико-политические механизмы тарифного регулирования импорта в современной России: эмпирический анализ // Консорциум экономических исследований и образования, серия «Научные доклады», №99/16R. М., 1999 (http://www.eerc.ru/details/download.aspx?file_id=3833).
- Внешнеэкономический комплекс России: тенденции и перспективы. М.: ВНИКИ, 2000, №2.
- Corbo V. Trade Reform and Uniform Import Tariffs: The Chilean Experience // *American Economic Review*, May 1997, v.87, no.2, p.73–77.
- Edwards S. and Lederman D. The Political Economy of Unilateral Trade Liberalization: The Case of Chile // NBER Working Paper 6510, April 1998.
- Felli L. and Merlo A. Endogenous Lobbying // CEPR Discussion Paper no.3174, January 2002.
- Gawande K. and Bandyopadhyay U. Is Protection for Sale? Evidence on the Grossman–Helpman Theory of Endogenous Protection // *The Review of Economics and Statistics*, February 2000, v.82, no.1, p.139–152.
- Goldberg P. K. and Maggi G. Protection for Sale: An Empirical Investigation // *American Economic Review*, 1999, v.89, no.5, p.1135–1155.
- Grossman G.M. and Helpman E. Protection for Sale // *American Economic Review*, September 1994, v.84, no.4, p.833–850.
- Magee S. P., Brock W.A. and Young L. Black Hole Tariffs and Endogenous Protection Theory. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.
- Maggi G. and Rodriguez-Clare A. Import Penetration and the Politics of Trade Protection // *Journal of International Economics*, 2000, v.51, p.287–304.
- Mayda A.M. and Rodrik D. Why Are Some People (and Countries) More Protectionist than Others // CEPR Discussion Paper no.2960, September 2001.
- Mitra D. Endogenous Lobby Formation and Endogenous Protection: A Long-Run Model of Trade Policy Determination // *American Economic Review*, December 1999, v.89, no.5, p.1116–1134.
- Olson M. *The Logic of Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups*. Cambridge: Harvard University Press, 1965.
- Pecorino P. Is There a Free-Rider Problem in Lobbying? Endogenous Tariffs, Trigger Strategies, and the Number of Firms // *American Economic Review*, June 1998, v.88, no.3, p.652–660.
- Senhadji A.S. Time Series Estimation of Structural Import Demand Equations: A Cross-Country Analysis // *IMF Staff Papers*, June 1998, v.45, no.2, p.236–268.

- Shiels C.R, Stern R.M. and Deadorff A.V. Estimates of the Elasticities of Substitution between Imports and Home Goods for the United States // *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1986, Bd.122, H.3, S.497–519.
- Rodrik D. Political Economy of Trade Policy. In: G.Grossman and K.Rogoff (eds.). *Handbook of International Economics*. Amsterdam: North-Holland, 1995, v.3, p.1457–1494.
- Tarr D. Arguments For and Against Uniform Tariffs. In: B.M.Hoekman, A.Mattoo, and P.English (eds.). *Development, Trade, and the WTO: A Handbook*. Washington, DC: The World Bank, 2002, p.526–534.
- Trefler D. The Case of the Missing Trade and Other Mysteries // *American Economic Review*, December 1995, v.85, no.5, p.1029–1046.

Приложение. Расчет переменной некорректного декларирования импорта

Для расчета переменной некорректного декларирования импорта μ_i нам необходимо иметь информацию как о наблюдаемом, так и о фактическом объеме импорта. Наиболее очевидным способом обойти проблему отсутствия данных о фактическом объеме импорта является моделирование обратного отношения импорта к национальному производству $z_i \equiv X_i/M_i$ в 1999 г. с использованием стандартного набора переменных, используемых при анализе структуры внешней торговли (см., например, Goldberg and Maggi, 1999). Используя $\log(z_i)$ в качестве зависимой переменной, мы получили следующую спецификацию регрессионной модели (Таблица А1).

Таблица А1. Модель для отношения национального производства к импорту

Переменная	Описание	Коэффициент (t-статистика)
Интенсивность использования трудовых ресурсов	Доля оплаты труда в ЗППП	0.023 1.422
Интенсивность использования физического капитала	Доля амортизации основных средств в ЗППП	-0.056 -1.089
Потребление топлива	Доля топлива в ЗППП	0.016 0.930
Потребление энергии	Доля энергии в ЗППП	-0.047 -3.199***
Использование минеральных ресурсов	Отчисления на воспроизводство минерально-сырьевой базы в % к ЗППП	0.089 2.140**
Использование земель	Отчисления на рекультивацию земель в % к ЗППП	-0.595 -0.760
Использование лесных ресурсов	Плата за древесину, отпускаемую на корню, в % к ЗППП	0.495 4.318***
Использование водных ресурсов	Плата за воду, забираемую из водохозяйственных систем, в % к ЗППП	0.220 1.458
Масштаб производства на предприятиях (log)	Средний объем выпуска на одно предприятие, тыс. долл. (log)	0.570 4.791***
Свободный коэффициент		-1.144 -2.569**
R ²		0.320
F-статистика		10.09***

ЗППП – затраты на производство и реализацию продукции. *** – уровень значимости 1%, ** – уровень значимости 5%.

Предсказанные на основании данной модели значения (пересчитанные из логарифмов) можно рассматривать как аппроксимацию фактической величины обратного отношения импорта к национальному производству $Z_i \equiv X_i/M_i$. С учетом этого μ_i рассчитывается в соответствии с простой формулой:

$$\mu_i = \frac{M_i - M_i}{M_i} = \frac{Z_i}{z_i} - 1.$$