

# 15/22

ПРЕПРИНТЫ



**А. С. Фиранчук**

**ВЛИЯНИЕ КУРСА РУБЛЯ  
НА ЦЕНЫ И ОБЪЕМЫ  
РОССИЙСКОГО ИМПОРТА ИЗ ЕС**

ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ БЮДЖЕТНОЕ ОБРАЗОВАТЕЛЬНОЕ  
УЧРЕЖДЕНИЕ ВЫСШЕГО ОБРАЗОВАНИЯ  
«РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАРОДНОГО ХОЗЯЙСТВА И ГОСУДАРСТВЕННОЙ  
СЛУЖБЫ ПРИ ПРЕЗИДЕНТЕ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ»  
(РАНХиГС)

ПРЕПРИНТ  
НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКОЙ РАБОТЫ  
по теме:  
«ВЛИЯНИЕ КУРСА РУБЛЯ НА ЦЕНЫ И ОБЪЕМЫ  
РОССИЙСКОГО ИМПОРТА ИЗ ЕС»

*Фиранчук А.С.*

Москва 2022

## **Аннотация**

В работе анализируется влияние курса рубля на российский импорт из ЕС-27. Теоретическая модель рассматривает экспортеров с эластичным выпуском и не полностью свободным перераспределением товаров между рынками сбыта. Модель предсказывает, что укрепление (ослабление) курса рубля приводит к росту (снижению) физических объемов поставок, а степень реакции убывает по мере роста доли рынка сбыта в общем экспорте фирмы. Степень реакции цен (в евро) на изменение курса, наоборот, возрастает при увеличении доли рынка сбыта. Эмпирические результаты, полученные на данных Eurostat за 2005-21 гг., согласуются с выдвинутыми гипотезами. Отдельно рассмотрена экстенсивная компонента импорта. Показано, что ослабление курса рубля снижает вероятность входа новых компаний на рынок и повышает вероятность ухода поставщика с рынка. При этом, вероятность ухода фирмы сильнее возрастает при снижении доли российского рынка сбыта в общем объеме выпуска фирмы.

## **Summary**

The paper analyzes the impact of the ruble exchange rate on Russian imports from the EU-27. The theoretical model considers exporters with elastic output and incompletely free redistribution of outputs between destination markets. The model predicts that an appreciation (depreciation) of the ruble exchange rate leads to an increase (decrease) in volumes, and the adjustment degree decreases as a destination market's share in the firm's total exports increases. The degree of prices (in euros) adjustment to exchange rate changes, on the contrary, increases as the share of a destination market increases. The empirical results based on Eurostat data for 2005-21 are consistent with these hypotheses. The extensive component of import reaction is considered separately. I show the ruble depreciation reduces the probability of new companies entering the market and increases the probability of existing suppliers exit the market. At the same time, the probability of a firm's exit increases stronger when the share of the Russian market in the firm's total output decreases.

## **Список исполнителей**

Фиранчук Александр Сергеевич – Старший научный сотрудник Института прикладных экономических исследований РАНХиГС, PhD

[Firanchuk@ranepa.ru](mailto:Firanchuk@ranepa.ru)

## Содержание

Введение .....	5
1. Теоретическая модель .....	8
2. Данные .....	15
2.1. Структура используемых данных .....	15
2.2. Процедура фильтрации данных.....	16
3. Эмпирические оценки .....	17
3.1. Эластичности цен и физических объемов поставок по курсу рубля .....	17
3.2. Зависимость эластичности по курсу рубля от доли российского рынка .....	20
3.3. Зависимости вероятности присутствия фирмы на рынке от динамики курса рубля .....	24
3.4. Обсуждение экономической значимости рассматриваемых эффектов.....	29
Заключение.....	30
Список использованных источников.....	31

## Введение

Корректировка курса национальной валюты является одним из основных макроэкономических механизмов подстройки экономики к изменениям внешнеторговых условий. Для экспортеров сырья, к которым относится Россия, вопрос реакции импорта на изменения курса особенно важен, так как ключевым детерминантом краткосрочной динамики курса национальной валюты является ценовая конъюнктура на мировых сырьевых рынках, что делает валюты таких стран более волатильными в случае отказа от таргетирования курса. В отличие от экспортируемых сырьевых товаров, динамика стоимостных объемов торговли которыми определяется в первую очередь изменениями цен при относительно стабильных физических объемах, импорт промышленных товаров в таких странах реагирует в основном через изменение физических объемов поставок при более слабой реакции цен [8].

Целью настоящей работы является построение оценок зависимости цен и физических объемов российского импорта из ЕС в ответ на изменения курса рубля к евро. Страны ЕС в совокупности являются крупнейшим торговым партнером России и важным источником импорта, который состоит не только из товаров конечного потребления, но и из промежуточных и инвестиционных товаров, имеющих ключевое значение для внутреннего производства.

Многочисленные эмпирические исследования последних десятилетий подтвердили, что цены в валюте покупателя реагируют на изменение валютных курсов лишь частично (за исключением биржевых товаров), см. обзорную статью [7]. В различных теоретических моделях провидится целый ряд обоснований в пользу различных факторов, приводящих к неполноте переноса курса в цены. Среди основных следует выделить параметры рынка назначения и конкуренцию [2,4], использование импортных компонент при производстве [1], другие характеристики товаров [9] и особенности производства [11], а также парадигму валюты [12], которая предполагает наличие жесткости цен в той или иной валюте. Последний фактор скорее является способом теоретического описания, равновесным результатом общего действия остальных факторов.

Основой теоретических моделей в большинстве работ является вложенная функция спроса с постоянной эластичностью замещения (nested CES), [3], представляющая надстройку над классической моделью CES, [10]. Такие модели позволяют описывать монополистическую конкуренцию гетерогенных фирм, при которой оптимальная степень коррекции цен зависит от доли рынка, занимаемого фирмой. В рамках этого класса моделей предсказывается, что оптимальным для фирм, занимающих значительную долю рынка, является частичная корректировка цены на рынке сбыта в ответ на изменения курса валюты

покупателя. Спрос на товар в таких моделях определяется относительной ценой товара. По этой причине возникает выбор между слабым изменением цены, выраженной в валюте покупателя, что позволяет сохранить объемы поставок относительно стабильными, и более сильной корректировкой цен (сохранении стабильных цен в валюте производителя) с более значительным изменением объемом поставок. Отметим, что данные модели рассматривают решение фирмы о поставках и ценах на конкретный рынок сбыта изолированно.

В теоретической части данной работы предлагается рассмотреть ситуацию краткосрочной реакции цен и объемов поставок в ответ на изменение курса валюты одного из покупателей с учетом наличия альтернативных рынков сбыта. Краткосрочность реакции подразумевает ограниченную эластичность производства и поставок по цене, которая анализируется с помощью модели с постоянной эластичностью трансформации СЕТ, [14]. В рамках этой модели фирма выбирает оптимальный уровень совокупного выпуска и распределения товаров между рынками. В результате оптимальная реакция цен зависит от доли рынка сбыта в общем объеме поставок данного экспортера. В случае, если рассматриваемый рынок сбыта малозначителен для поставщика, его краткосрочная реакция совпадает с долгосрочной и соответствует предсказываемой в рамках обычных моделей CES. Дело в том, что в этом случае фирма может относительно легко перенаправить значительную часть товара с малого рынка сбыта на другие. Если же рассматриваемый рынок сбыта является основным, то такое перенаправление крайне затруднено, особенно в краткосрочной перспективе. Следовательно, оптимальной реакцией для фирмы является более значительная корректировка цен с менее выраженной реакцией объемов поставок.

В эмпирической части работы, используя данные Eurostat по ежемесячной торговле ЕС за 2005-2021 гг., показано значительное преобладание реакции объемов поставок по сравнению с реакцией цен, выраженных в евро. Совокупная эластичность стоимостных объемов импорта составляет порядка 0,75 - из них только 0,13 связаны с реакцией цен из-за колебания курса рубля к евро, остальные 0,61 связаны с реакцией физических объемов поставок, причем большая часть (0,51) представляет интенсивную компоненту, а экстенсивная реакция импорта выражена значительно сильнее (1,0). Таким образом можно заключить, что основным механизмом корректировки импорта в ответ на изменение курса рубля являлось изменение объемов поставок теми же поставщиками, а реакция цен и изменение состава (уход или вход на рынок) поставщиков играли менее значительную роль.

Эмпирический анализ выявляет отрицательную зависимость степени реакции объемов поставок на колебания курса рубля к евро от доли российского рынка в общем объеме экспорта. Это в полной мере согласуется с теоретическим предсказанием в рамках пред-

ставленной модели СЕТ. Результаты для зависимости степени реакции цен от доли российского рынка сбыта также согласуются с теоретическими предсказаниями модели, но являются менее устойчивыми к различным вариантам проверки такой гипотезы.

Приведенные оценки также указывают на то, что объемы импорта из ЕС середины 2022 г., которые примерно вдвое ниже уровня предыдущего года, в значительной степени поддерживаются произошедшим укреплением рубля. Отметим, что поставки из ЕС репрезентативны для российского импорта из стран Дальнего зарубежья, а произошедшее в 2022г. сокращение импорта из ЕС в целом соответствует динамике поставок товаров из других «недружественных» стран, [18]. Это позволяет расширить полученные результаты на всю группу «недружественных» стран и спрогнозировать, что при возвращении курса рубля к уровням предыдущих лет следует ожидать дополнительного сокращения поставок еще примерно на четверть.

Далее статья организована следующим образом. Вторая часть приводит краткое описание положений модели спроса с постоянной эластичностью замещения и модели предложения с постоянной эластичностью трансформации, на основе которых получают тестируемые гипотезы. Далее следует описание данных Eurostat, процедура их фильтрации и описательная статистика торговли России с ЕС в 2005-2021гг. После чего описываются эмпирические оценки сначала интенсивной, а затем и экстенсивной компоненты реакции российского импорта из ЕС на курс рубля к евро. Завершает статью заключение.



# 1. Теоретическая модель

Как отмечалось выше, часто используемой теоретической моделью влияния курсов валют на цены и объемы торговли является модель вложенного спроса с постоянной эластичностью замещения (nested CES). В моделях CES в основном рассматривают зарубежную фирму в предположении, что она поставляет продукцию только на один рынок сбыта. Такое упрощение оправдано при рассмотрении долгосрочного переноса курса, когда компания может выбрать оптимальный уровень выпуска с учетом рыночных условий на всех рынках сбыта. В случае полностью эластичного выпуска задача выбора оптимального уровня цен может рассматриваться для каждого рынка в отдельности. В противоположность этому при рассмотрении краткосрочной реакции цен на курсовые шоки следует учитывать малую эластичность совокупного выпуска для большинства отраслей, поэтому в краткосрочной перспективе важно учитывать долю рынка сбыта в общих поставках фирмы. Например, если компания поставляет товар только на рассматриваемый рынок, то она, вероятно, не способна перенаправить значительные объемы на другие рынки. В результате, в краткосрочной перспективе единственным решением является продажа тех же (или уже произведенных) объемов на данный рынок сбыта, что возможно только по старым ценам (в валюте покупателя). Это означает нулевой перенос курса в цены. Если же компания поставляет примерно одинаковую продукцию на множество рынков и рассматриваемая страна не является для неё значимым рынком сбыта, то фирма относительно легко может скорректировать объемы поставок до нового оптимального уровня даже в краткосрочной перспективе.

Далее приводится формальное описание предпосылок и предположений теоретической модели.

Фирма поставляет уникальный товар  $i$  на рынки сбыта, т.е. все фирмы считаются однопродуктовыми и определение товара и фирмы в некотором смысле эквивалентно. Предполагается наличие двух рынков сбыта: один затрагивается курсовым шоком (российский рынок  $r$ ), а второй – не затрагивается (все остальные страны мира  $w$ ). Спрос на продукцию конкретной фирмы полагается отрицательно зависящим от относительной цены данного товара к среднеотраслевому уровню цен на рынке. Совокупный спрос  $Q_{ilt}^D$  на товар  $i$  из отрасли  $s$  на рынке сбыта  $l \in \{r, w\}$ :

$$Q_{ilt}^D = \left( \frac{\zeta_{il} P_{ilt}}{P_{lt}} \right)^{-\rho} D_{lt} \quad (1)$$

где  $P_{ilt}$  – цена товара  $i$  на данном рынке сбыта  $l$  в валюте покупателя (в рублях для российского рынка  $r$  и в евро – для мирового  $w$ ) в момент времени  $t$ ;  $\rho$  – эластичность замещения товаров;  $D_{lt}$  – объем совокупного спроса на товары из данной отрасли на рынке сбыта  $l$ ;  $\zeta_{il}$  – показатель относительного качества товара;  $P_{lt}$  – уровень цен в отрасли на данном рынке в валюте покупателя. Объем совокупного спроса на рынке сбыта  $D_{lt}$  связан с размером этого рынка. В ряде случаев его называют сдвигом спроса, подчеркивая, что в него входят все прочие детерминанты спроса, кроме цен.

При прямом применении уравнения спроса (1) к практически любому рынку товаров легко обнаруживается, что более дорогие варианты товаров часто обладают большими долями. Это объясняется отличием в качестве (долговечности, вкусе, удобстве) товаров. Для разрешения этого противоречия в уравнение вводится параметр качества  $\zeta_{il}$ , также иногда интерпретируемый как «лояльность покупателя бренду». Далее, следуя литературе, все цены нормированы на качество товара  $\zeta_{il}$ , т.е. цена более качественного товара делится на коэффициент качества.

Отметим также, что в общем случае можно предполагать зависимость отраслевого уровня цен от цены, устанавливаемой конкретной фирмой. Данное свойство является ключевым при моделировании стратегической конкуренции между фирмами на рынке сбыта, [4,5,9]. При этом для рассматриваемой задачи экспортера, обслуживающего несколько рынков сбыта, такая зависимость не является необходимой и далее мы будем полагать, что все рассматриваемые фирмы являются малыми поставщиками на всех рынках сбыта. Вместо этого будет учитываться реакция отраслевого уровня цен импортируемых товаров на границе в ответ на изменение курса валюты потребителя к мировым валютам.

Задача экспортера предполагает эластичный выпуск с несовершенной заменимостью рынков сбыта между собой, т.е. товары, поставляемые на различные рынки, обладают отличающимися характеристиками и их нельзя свободно перенаправлять с одного рынка на другие. К такой продукции можно отнести товары, выпускаемые в модификации под конкретный рынок сбыта. Безусловно, такие детали можно изменить, а товар переупаковать, но это требует дополнительных затрат, что и отражается в несовершенной замещимости рынков сбыта.

В литературе, посвященной моделям частичного равновесия [14], для анализа решения фирмы о распределении продукции между рынками обычно применяется модель предложения с постоянной эластичностью трансформации (CET), которая по своему виду близка к классической модели спроса с постоянной эластичностью замещения (CES). Основное отличие состоит в направлении реакции объемов на изменение цен. Если в случае

CES модели предполагается, что покупатели потребляют тем больше товаров, чем они дешевле (при корректировке цены на параметр качества товара, о котором упоминалось ранее), то в модели SET производитель стремится направить свою продукцию на рынки с более высоким уровнем цен, но переключение между рынками не является полностью свободным, что по логике схоже с несовершенством замещения одного товара другим с точки зрения потребителя.

Предложение товаров со стороны производителя  $i$  на российском  $r$  и прочих  $w$  рынках задается выражениями (2) и (3):

$$Q_{irt}^S = \frac{1}{\chi_i} \left( \frac{E_t P_{srt}}{P_{it}^S} \right)^v X_{it} \quad (2)$$

$$Q_{iwt}^S = \left( \frac{P_{swt}}{P_{it}^S} \right)^v X_{it} \quad (3)$$

где  $Q_{irt}^S$  и  $Q_{iwt}^S$  – объем предложения товара  $i$  на соответствующих рынках сбыта;  $P_{swt}$  – цена на прочих рынках в евро;  $P_{srt}$  – рублевая цена на российском рынке;  $E_t$  – курс рубля;  $X_{it}$  – детерминант совокупного предложения товара фирмой  $i$ , который может рассматриваться как параметр размера компании;  $v$  – (положительная) эластичность трансформации производимых фирмой товаров для различных рынков;  $\chi_i$  – калибровочным параметр относительной сложности товаров, поставляемых фирмой на российский рынок, по сравнению с товарами для прочих рынков, который рассчитывается исходя из значений в начальный момент времени:

$$\chi_i \equiv \frac{Q_{iwo}^S}{Q_{iro}^S} \left( \frac{E_0 P_{sro}}{P_{sw0}} \right)^v \quad (4)$$

$P_{it}^S$  – агрегированный уровень цен фирмы  $i$ , выраженный в её валюте (евро):

$$P_{it}^S = \left[ (P_{swt})^{1+v} + \frac{1}{\chi_i} (E_t P_{srt})^{1+v} \right]^{\frac{1}{1+v}} \quad (5)$$

Положительность эластичности трансформации  $v$  обеспечивает отклонение поставок в пользу рынка, на котором цены показывают лучшую динамику в сравнении с другим рынком. Оптимальное отношение объемов товаров, поставляемых на рынок  $r$ :

$$\frac{Q_{ir}}{Q_{iw}} = \frac{1}{\chi_i} \left( \frac{E_t P_{sr}}{P_{sw}} \right)^v \quad (6)$$

Агрегированный уровень выпуска фирмы определяется с помощью формулы (7):

$$Q_{it}^S = \left[ (Q_{iwt}^S)^{\frac{1+v}{v}} + b_i^{\frac{1}{v}} (Q_{irt}^S)^{\frac{1+v}{v}} \right]^{\frac{v}{1+v}} \quad (7)$$

Он реагирует на изменение агрегированного уровня цен  $P_{it}^S$ :

$$Q_{it}^S = Q_{i0}^S \left( \frac{P_{it}^S}{P_{i0}^S} \right)^{\mu} \quad (8)$$

где  $\mu$  – (положительная) эластичность предложения по цене отгрузки товара, а точнее эластичность агрегированного предложения по агрегированной цене. Отметим, что эластичности  $\mu$  и  $\nu$  в общем случае являются специфичными для фирмы  $i$ , но в первом приближении их можно считать одинаковыми для всех.

В модели накладываются условия баланса на рынках сбыта  $l \in \{r, w\}$ , т.е. требуется выполнение равенства спроса и предложения на каждом из них:  $Q_{isrt}^D = Q_{isrt}^S$  и  $Q_{iswt}^D = Q_{iswt}^S$ .

Далее численно будет рассмотрено три варианта модели СЕТ. Отметим, что в указанных моделях требуется сделать предположение относительно  $\alpha_s$  – степени реакции отраслевого уровня цен (в валюте поставщика) на изменение курса валюты (рынка сбыта к валюте поставщика), которое для всех спецификаций берется значение  $\alpha_s = 1/3$ , что близко к оценке переноса курса рубля (к доллару) в торговле с ЕС и другими странами, (Фиранчук, 2020), и к уровню переноса курса национальной валюты к доминирующей, характерным для других малых открытых экономик, [12].

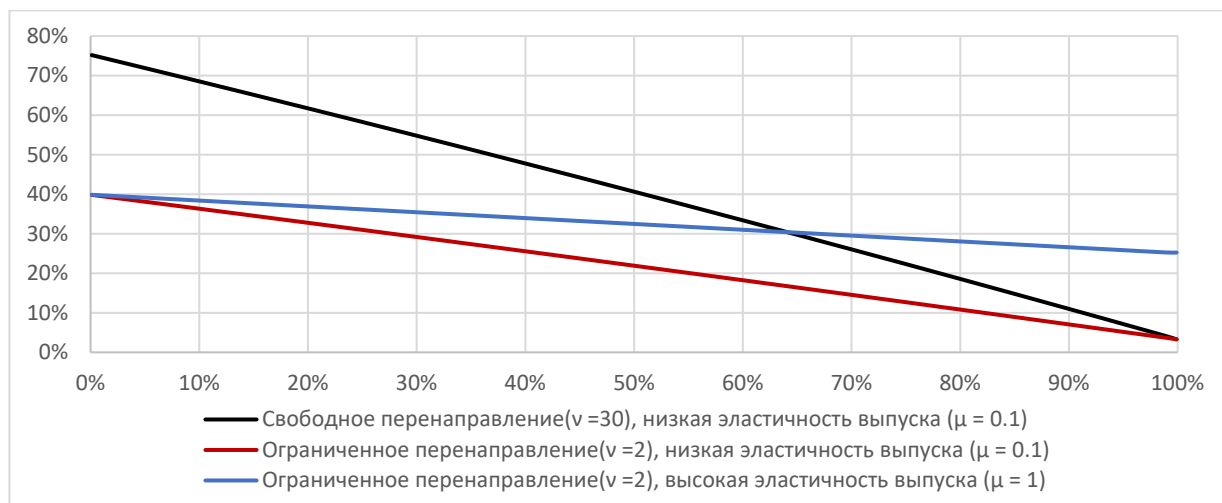
Рассматриваются следующие варианты СЕТ (во всех вариантах эластичность замещения на рынках сбыта  $\rho = 3$ ):

- базовый вариант предполагая низкую эластичность выпуска по цене  $\mu = 0.1$  и очень высокую эластичность трансформации  $\nu = 30$ , т.е. практически неэластичный выпуск и свободное переключение между рынками;
- вариант без свободного переключения между рынками  $\nu = 2$  и неэластичным

выпуском по цене  $\mu = 0.1$ ;

— вариант без свободного переключения между рынками  $\nu = 2$  и эластичным выпуском по цене  $\mu = 1$ .

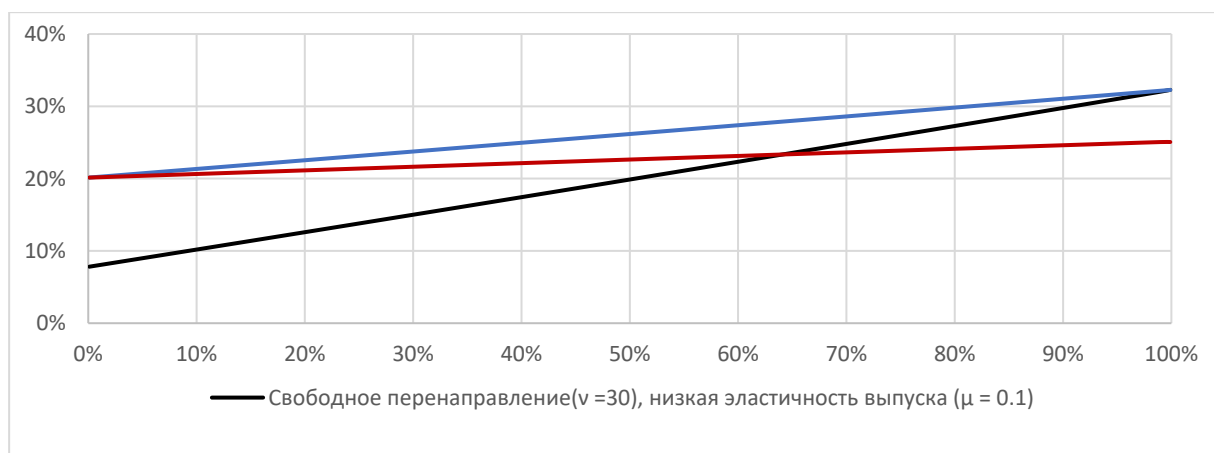
Степень реакции объемов поставок на российский рынок в ответ на изменение курса рубля для трех моделей представлена на рисунке 1.



Примечание: Источник – расчеты автора.

Рисунок 1 – теоретически предсказываемые степени реакции объемов поставок на изменение курса в зависимости от важности рынка сбыта

При наличии низкой эластичности выпуска по цене, изменение курса валюты основного рынка сбыта не приводит к значительному изменению объемов поставок. При этом возможность перенаправления, задаваемая параметром  $\nu$ , влияет на степень реакции цен для менее значительных рынков сбыта, см. рисунок 2. Наконец, ослабление предположение о неэластичном выпуске по цене, приводит к возникновению значительной реакции поставок на колебания курса даже для основных рынков сбыта.



Примечание: Источник – расчеты автора.

Рисунок 2 – теоретически предсказываемые степени реакции цен на изменение курса в зависимости от важности рынка сбыта

В случае неэластичного предложения (выпуска) перенос курса в цены на основном рынке сбыта (доля порядка 100%) практически совпадает с эластичностью отраслевого уровня цен по курсу  $\alpha_s$ . В этом случае эластичность трансформации (свобода перераспределения товаров между рынками) влияет на уровень переноса курса в цены для малых рынков сбыта. Как и в случае физических объемов, повышение реакции агрегированного выпуска на агрегированный уровень цен ( $\mu$ ) приводит к более пологой зависимости степени переноса от доли рынка сбыта.

При эмпирической проверке предсказаний модели сначала проверяется самая базовая гипотеза о неполноте переноса курса в цены, т.е. о статистически значимом влиянии курса рубля на цены экспортных поставок (в евро). Обоснование данной гипотезы подробно обсуждалось в обзоре литературы, более того, она была подтверждена для российской внешней торговли на базе данных ФТС, [19].

Гипотеза 1: Цены товаров (удельные стоимости поставок) из стран-членов ЕС-27 в Россию, выраженные в евро, положительно зависят от курса рубля к евро.

Эта гипотеза, по сути, говорит, что поставщики будут делать скидку для российских покупателей в ответ на ослабление курса рубля (либо поставки сместятся в сторону более дешевых вариантов товаров, [6]. Формализуем аналогичную гипотезу о наличии влияния курса на физические объемы поставок.

Гипотеза 2: Физические объемы (масса) поставок товаров из стран-членов ЕС-27 в Россию положительно зависят от курса рубля к евро.

Как отмечалось выше, при сопоставлении реакции объемов и цен поставок на российский рынок в ответ на изменения курса рубля наблюдается противоположная зависимость степени реакции от начальной доли российского рынка.

Гипотеза 3: Степень реакции цен товаров (выраженных в евро) на изменение курса рубля положительно зависит от доли российского рынка сбыта в общих объемах поставок.

Гипотеза 4: Степень реакции физических объемов (массы) поставок на изменение курса рубля отрицательно зависит от доли российского рынка сбыта в общих объемах поставок.

Одним из важнейших ограничений моделей с постоянной эластичностью замещения (CES) и моделей с постоянной эластичностью трансформации (CET) является отсутствие входа и выхода компаний на рынки сбыта. Однако, для формулирования практически важ-

ной гипотезы можно, оставаясь в рамках рассмотренных моделей, представить значительное увеличение объема поставок как вход (расширение присутствия) на рынок сбыта, а масштабное сокращение – как уход с рынка.

В целом, гипотеза зависимости решения фирмы относительно присутствия на рынке сбыта является крайним случаем гипотез 1 и 2. Экономическая интуиция указывает на то, что снижение покупательной способности валюты импортера должно повышать вероятность ухода фирм с рынка и снижать вероятность появления новых зарубежных поставщиков на нем. Таким образом можно сформулировать две дополнительные тестируемые гипотезы:

Гипотеза 5: Вероятность появления новых зарубежных поставщиков на российском рынке положительно зависит от курса рубля.

Гипотеза 6: Вероятность ухода фирмы с российского рынка сбыта отрицательно зависит от курса рубля.

Более того, аналогично гипотезе 4, можно предположить, что проще уйти с российского рынка компаниям, для которых данный рынок не является основным. Таким образом, можно сформулировать дополнительную гипотезу:

Гипотеза 7: Зависимость вероятности ухода от курса рубля тем сильнее, чем меньше доля российского рынка сбыта в общем экспорте.

## 2. Данные

### 2.1. Структура используемых данных

База данных Eurostat содержит информацию по месячной торговле стран-членов ЕС с другими странами (вне ЕС) в разбиении на 8-значные коды Комбинированной номенклатуры (CN) и основные виды транспорта. Стоимость поставок приводится в евро, вес – в центнерах, информация по количеству отсутствует. Удельная стоимость поставки:

$$UVP_{ijct} = \frac{Value_{ijct}^{\epsilon}}{Q_{ijct}} \quad (9)$$

где  $Value_{ijct}^{\epsilon}$  – сумма стоимостей поставок товаров  $i$  (позиции NC) транспортом  $j$  из страны-члена ЕС  $c$  в месяц  $t$  в Россию;  $Q_{ijct}$  – масса таких поставок в кг.

Аналогичным образом определялись  $UVP_{ijct}^W$  - удельные стоимости поставок из/в прочих стран в/из страны-члена ЕС  $c$ . Этот показатель используется в ряде регрессий в качестве контрольной переменной на динамику мировых цен и общего уровня экспортных/импортных цен конкретного члена ЕС.

Дополнительное разделение товаров по видам транспорта является преимуществом базы данных Eurostat, так как оно позволяет косвенно разделить различные товары. Известно, что более дорогие товары чаще поставляются авиа или автотранспортом, а поставки более дешевых чаще осуществляются более дешевым, но медленным морским способом. В торговле России с ЕС доминирует автомобильный транспорт, составляющий 71,6% стоимости ввозимых товаров, а второе по значимости место занимает морской транспорт, покрывающий 15,4% стоимостных объемов поставок ЕС в Россию за 2005-2021 гг. На остальные виды транспорта (авиатранспорт, железнодорожный транспорт, почтовые службы, речной транспорт и прочие) приходится 13% поставок.

В дальнейшем для краткости под изменением «цены» (приращением логарифма цены  $p_{ict}$ ) понимается изменение (логарифма) удельных стоимостей поставок в месяц  $t$  по сравнению с последним предыдущим месяцем  $\tau$ , в котором наблюдались ненулевые поставки данного товара  $i$  из страны  $c$ :

$$\Delta p_{ict} = \log(UVP_{ict}) - \log(UVP_{ic,\tau}), \quad \tau \leq t - 1 \quad (10)$$



Основным ограничением использования такого определения цены является тот факт, что динамика параметра зависит как от изменения собственно цен поставляемых товаров, так и от корзины товаров. В ряде случаев удельные стоимости поставок могут изменяться в разы для одних и тех же категорий товаров, поставляемых из тех же стран, между ближайшими наблюдениями. Такие скачки цен для промышленных товаров, безусловно, связаны с присутствием значительно отличающихся по своим характеристикам товаров внутри одной товарной позиции. По этой причине возникает необходимость фильтрации данных по торговле.

Помимо описанных данных по торговле использовались данные Банка России по среднемесячным курсам рубля к доллару и евро, динамике реального курса рубля к этим валютам, доли валют в поступлениях и перечислениях за внешнеторговые операции, и данные Росстата по инфляции в России.

## **2.2. Процедура фильтрации данных**

Процедура фильтрации данных содержит несколько этапов удаления потоков, которые обладают признаками непостоянной товарной композиции:

- Удаляются редкие и малые товарные потоки в силу их статистической нерепрезентативности, [13]. Исключались из рассмотрения торговые потоки, вес которых за месяц не превосходил 1 тонны или стоимость которых была менее 2 тыс. евро, а также потоки с менее чем 20 ненулевыми значениями за 2005-2021 гг.
- Из рассмотрения исключались наблюдения, для которых удельная стоимость поставки отличалась более чем в  $e$  раз от предыдущего или последующего значения. Такой подход встречается в литературе, см. например [1,9].
- Использовались только данные о поставках автомобильным и морским транспортом, которые покрывают 87% стоимости всех наблюдений. А из 27 стран-членов ЕС не использовались данные по трем странам: Мальта, Люксембург и Кипр. Число наблюдений и частотность торговли с этими странами не позволили получить статистически значимые оценки ни в одной спецификации из-за малости товарооборота России с этими странами;
- Из регрессионного анализа всюду исключены товары 01-24 групп (продовольствие и с\х продукция).

После применения всех указанных фильтров для базы данных Eurostat осталось 1,93 млн наблюдений за 2005-2021 гг., которые покрывают 61,0% поставок товаров из ЕС в Россию в этот период.

### 3. Эмпирические оценки

#### 3.1. Эластичности цен и физических объемов поставок по курсу рубля

Для проверки гипотезы 1 применялась классическая регрессия цен на изменения курса (в логарифмах), представленная формулой (11) (см. например [9]).

$$\Delta p_{ict}^r = \alpha_{ic} + \nu \Delta p_{ict}^w + \beta \Delta e_t + \delta \Delta usd_t + \zeta \pi_t + u_{ict} \quad (11)$$

где  $\Delta p_{ict}^r$  – приращение логарифма удельной стоимости (в евро) поставок из страны  $c$  в Россию товара  $i$  в месяц  $t$  к последней предыдущей поставке в месяц  $t - k$ ;  $k \leq 6$ , т.е. учитываются только поставки с ненулевыми потоками товаров по тем же направлениям в предыдущие полгода;  $\Delta p_{ict}^w$  – приращение логарифма удельной стоимости поставок (в евро) из страны  $c$  товара  $i$  во все остальные страны за тот же период, которая учитывает динамику мировых цен на данную продукцию;  $\Delta e_t$  – логарифм укрепления (реального) курса рубля к евро за этот период;  $\beta$  – коэффициент переноса курса рубля в цены, выраженные в евро<sup>1</sup>;  $\alpha_{ic}$  – фиксированные эффекты на пару «товар – экспортер»;  $u_{ict}$  – ошибка; в части спецификаций также включались:  $\Delta usd_t$  – изменение курса доллара США к евро и  $\pi_t$  – изменение ИПЦ в России за тот же период (с  $t - k$  до  $t$ ).

Результаты регрессии (11) приведены в таблице 1. Во всех спецификациях наблюдается зависимость цен поставок из ЕС-27 в Россию от курса рубля за тот же период. Эластичность цен (в евро) по реальному курсу оценивается в диапазоне 0,127-0,144, см. спецификации (1), (2) и (4), а по номинальному – в 0,137, (3). Таким образом перенос (реального или номинального) курса рубля в рублевые цены поставок составляет от 85,6% до 87,3%. Это хорошо согласуется с известным фактом, что страны с формирующимися рынками сталкиваются с практически полным переносом курса национальной валюты (к доминирующей мировой, такой как доллар или евро) в цены импорта, выраженные в национальной валюте, [8, 12].

Во всех спецификациях (1)-(4) влияние цен поставок на альтернативные рынки было статистически значимо и сопоставимо по величине с влиянием курса рубля. Более того, была рассмотрена спецификация (5), в которой объясняемой переменной является динамика относительных цен поставок на российский и альтернативные рынки. В этом случае коэффициент перед реальным курсом рубля лишь незначительно снижается до 0,11(ст.

---

<sup>1</sup> Классический коэффициент переноса определяется как степень реакции цен в валюте покупателя на курс валюты покупателя к валюте поставщика (или другой валюте), т.е.  $1 - \beta$ .

ошибка 0,04) с 0,13 (ст. ошибка 0,04), т.е. отличие в коэффициентах не является статистически значимым. Отметим, что динамика курса евро к доллару – другой мировой валюте – имеет статистически значимый коэффициент только при рассмотрении отношения цен, что, вероятно, связано с зависимостью цен поставок на другие рынки (знаменателя отношения цен) от курса доллара США к евро.

Таблица 1

Результаты регрессии цен на изменение курса (11)

Зависимая переменная	$\Delta p_{ict}^r$				$\Delta(p_{ict}^r - p_{ict}^w)$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta rer_t$ - изменение реального курса рубля к евро	0.134*** (0.0403)	0.127*** (0.0371)		0.144*** (0.0451)	0.112*** (0.0401)
$\Delta ner_t$ - изменение номинального курса рубля			0.137*** (0.0383)		
$\Delta p_{ict}^w$ - изменение цен поставок в другие страны	0.104*** (0.00397)	0.104*** (0.00397)	0.104*** (0.00397)	0.106*** (0.00484)	
$\pi_t$ - изменение ИПЦ в России			-0.0794 (0.125)		
$\Delta usd_t$ - изменение курса доллара к евро	0.0418 (0.0359)		0.0280 (0.0352)	0.0785 (0.0620)	0.0766** (0.0338)
$R^2$	0.79%	0.79%	0.79%	0.84%	0.01%
Число наблюдений	1,807,929	1,807,929	1,816,141	1,001,551	1,807,929
Период	2005-21	2005-21	2005-21	2013-21	2005-21

Примечание: Источник – расчеты автора на основе данных Eurostat и Банка России; наблюдения взвешены по средним стоимостным объемам поставок по паре «товар-экспортер»; в спецификации (5) в качестве зависимой переменной используется приращение логарифма отношения цен поставок в Россию к ценам поставок на остальные рынки сбыта; все регрессии включают фиксированные эффекты на пару «страна-экспортер»; в скобках указаны стандартные ошибки, кластеризованные на уровне товара; \*\*\* –  $p < 0.01$ , \*\* –  $p < 0.05$ , \* –  $p < 0.1$ .

Отдельное рассмотрение второй половины периода в спецификации (4) связано с возможным структурным сдвигом в зависимости цен поставок от курса после постепенного перехода Банка России к плавающему курсу рубля [15-17], который был завершен к концу 2014 г., но анонсировался уже в 2013 г.

Таким образом, результаты регрессии (11) во всех приведенных спецификациях хорошо согласуются с гипотезой 1 о положительной связи между ценами поставок европейских в Россию (в евро) и курсом рубля (к евро), давая оценку коэффициента эластичности от 12,7% до 14,4%; в случае использования относительного уровня цен эластичность снижается незначительно – до 11,2%.

Гипотеза 2 требует проверки реакции физических объемов поставок европейских товаров в Россию от курса рубля к евро. Для тестирования этой гипотезы применялась регрессия (12), схожая с уравнением (11), но для логарифма массы поставок:

$$\Delta q_{ict}^r = \alpha_{ic} + \mu \Delta q_{ict}^w + \gamma \Delta e_t + \kappa \Delta usd_t + \zeta \pi_t + \Delta p_{ict}^r + \nu \Delta p_{ict}^w + u_{ict} \quad (12)$$

где  $\Delta q_{ict}^r$  – приращение логарифма массы поставок (в кг) из страны  $c$  в Россию товара  $i$  в месяц  $t$  к последней предыдущей поставке в месяц  $t - k$ ;  $k \leq 6$ ;  $\Delta q_{ict}^w$  - приращение логарифма массы поставок (в кг) из страны  $c$  товара  $i$  во все остальные страны за тот же период, которое учитывает возможную цикличность спроса на данную продукцию;  $\gamma$  – коэффициент эластичности объемов поставок по курсу рубля к евро; остальные обозначения приведены после уравнения (11).

Результаты регрессии (12) приведены в таблице 2. Во всех спецификациях наблюдается положительная реакция веса поставок из ЕС-27 в Россию на курс рубля. Эластичность веса поставок по реальному курсу оценивается в диапазоне 0,415-0,642, см. спецификации (1), (3) и (4), а по номинальному – в 0,430, (2). Это хорошо согласуется с рассматриваемой гипотезой о положительном влиянии укрепления курса рубля на объемы поставок европейских товаров и отрицательном влиянии ослабления национальной валюты.

В спецификациях (1)-(3) используется приращение логарифма веса поставок на другие рынки. Влияние объемов поставок на альтернативные рынки статистически значимо, но коэффициенты примерно в четыре раза меньше коэффициентов перед курсом рубля. Обращает на себя внимание зависимость объемов поставок от курса доллара к евро, которая фактически отсутствовала в регрессии цен. Это может свидетельствовать о том, что ослабление курса евро к доллару приводит к расширению европейского экспорта.

Таблица 2

Результаты регрессии (12) физических объемов (веса) поставок на изменение курса

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta rer_t$ - изменение реального курса рубля к евро	0.512*** (0.0671)		0.415*** (0.0664)	0.642*** (0.0738)
$\Delta ner_t$ - изменение номинального курса рубля		0.430*** (0.0555)		
$\Delta q_{ict}^w$ - изменение объемов поставок в другие страны	0.128*** (0.00751)	0.128*** (0.00752)	0.130*** (0.00922)	
$\pi_t$ - изменение ИПЦ в России		0.00485 (0.393)		
$\Delta usd_t$ - изменение курса доллара к евро	0.240** (0.0964)	0.173* (0.100)	0.455*** (0.174)	0.276*** (0.0882)
$\Delta p_{ict}^r$ - изменение цен поставок в Россию				-0.509*** (0.0164)
$\Delta p_{ict}^w$ - изменение цен поставок в другие страны				0.00719 (0.00638)
$R^2$	1.00%	0.99%	1.05%	5.72%
Число наблюдений	1,807,929	1,816,141	1,001,551	1,807,929
Период	2005-21	2005-21	2013-21	2005-21

Примечание: Источник – расчеты автора на основе данных Eurostat и Банка России; наблюдения взвешены по средним стоимостным объемам поставок по паре «товар-экспортер»; все регрессии включают фиксированные эффекты на пару «страна-экспортер»; в скобках указаны стандартные ошибки, кластеризованные на уровне товара;\*\*\* –  $p < 0.01$ , \*\* –  $p < 0.05$ , \* –  $p < 0.1$ .

Таким образом, результаты регрессии (12) согласуются с гипотезой 2 о положительной связи между физическими объемами поставок европейских товаров в Россию и курсом рубля, давая оценку коэффициента эластичности от 41,5% до 51,2%.

### 3.2. Зависимость эластичности по курсу рубля от доли российского рынка

Гипотеза 3 предполагает, что реакция цен (в евро) на курс рубля должна возрастать по мере увеличения доли российского рынка. При правильности этой гипотезы ожидается положительный знак коэффициента перед мультипликативным членом. При этом, коэффициент перед курсом рубля должен снизиться, не уходя в отрицательную область, см. рисунок 2. Оцениваемая регрессия имеет следующий вид (13):

$$\Delta p_{ict}^r = \alpha_{ic} + \nu \Delta p_{ict}^w + \beta \Delta e_t + \lambda \Delta e_t * S_{ict} + \epsilon S_{ict} + u_{ict} \quad (13)$$

где  $S_{ict}$  – как средняя доля российского рынка в общем объеме экспорта страны  $c$  товара  $i$  в год  $\tau$ , предшествующий рассматриваемому месяцу  $t$ ; здесь используются лаговые значения для недопущения возникновения технической корреляции из-за зависимости доли и цен от стоимостей в рассматриваемом месяце; усреднение по году позволяет повысить

стабильность доли рынка и снизить число пропусков для непостоянных торговых потоков;  $\lambda$  – коэффициент зависимости переноса курса в цены поставок от доли российского рынка в общем экспорте; определения остальных переменных приведено после уравнения (11).

Результаты регрессии (13) представлены в таблице 3. Во всех приведенных спецификациях сохраняется положительный статистически значимый коэффициент перед изменением реального или номинального курса рубля. При этом, значимость мультипликативного члена проявляется только в спецификациях (2) и (4), в которой исключены перекрестные члены  $\Delta p_{ict}^w * S_{ict}$  изменения цен поставок на альтернативные рынки и доли российского рынка. Смысл включения такого мультипликативного члена сводится к тому, чтобы проверить влияние цен на альтернативных рынках сбыта с учетом их доли ( $1 - S_{ict}$ ). Спецификации (1) и (3) указывают на то, что цены на альтернативных рынках тем слабее влияют на динамику цен поставок на российский рынок сбыта, чем выше его доля в общем объеме поставок. Это в полной мере согласуется с теоретическим представлением, что чем меньше альтернативный рынок, тем слабее возможности перенаправления на него и, следовательно, реакция цен на рассматриваемом рынке в ответ на изменение цен на альтернативных. Однако из-за связности двух рынков и цен на них курс рубля может косвенно влиять и на цены на другие рынки, поэтому включение второго мультипликативного члена приводит к снижению значимости основного ( $\Delta rer_t * S_{ict}$ ). При сравнении спецификаций (1) и (2) видно, что значение самого коэффициента  $\lambda$  не меняется, а меняется стандартная ошибка оценки, аналогичная ситуация возникает при сравнении спецификаций (3) и (4). При этом во всех случаях коэффициент положительный.

Таблица 3

Результаты регрессии (12) цен поставок на изменение курса и доли российского рынка

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta rer_t$ - изменение реального курса рубля к евро	0.0772* (0.0413)	0.0793*** (0.0149)		
$\Delta rer_t * S_{ict}$ - изменение реального курса рубля * долю рос. рынка	0.122 (0.108)	0.116*** (0.0362)		
$\Delta ner_t$ - изменение номинального курса рубля к евро			0.105** (0.0388)	0.107*** (0.0137)
$\Delta ner_t * S_{ict}$ - изменение номинального курса рубля * долю рос. рынка			0.0778 (0.108)	0.0723** (0.0332)
$\Delta p_{ict}^w$ - изменение цен поставок в другие страны	0.137*** (0.00603)	0.0981*** (0.00102)	0.137*** (0.00567)	0.0981*** (0.00102)
$\Delta p_{ict}^w * S_{ict}$ - изменение цен поставок в другие страны * долю рос. рынка	- 0.0792*** (0.0145)		- 0.0796*** (0.0142)	
$R^2$	0.75%	0.71%	0.75%	0.72%
Число наблюдений	1,387,582	1,387,582	1,387,582	1,387,582

Примечание: расчеты автора на основе данных Eurostat и Банка России за 2005-2021 гг.; наблюдения взвешены по средним стоимостным объемам поставок по паре «товар-экспортер»; все регрессии включают фиксированные эффекты на пару «страна-экспортер»; в скобках указаны стандартные ошибки, кластеризованные на уровне страны-экспортера; \*\*\* –  $p < 0.01$ , \*\* –  $p < 0.05$ , \* –  $p < 0.1$ .

Таким образом, регрессионный анализ согласуется с выдвинутой гипотезой 3. В случаях, когда на российских покупателей приходится значимая доля всех поставок, они получают большую скидку при ослаблении рубля к евро в сравнении с ситуацией, когда на российских покупателей приходится незначительная доля продаж. Численно этот результат можно описать следующим образом: при 10% ослаблении реального курса рубля при малой (0%) доле российского рынка скидка составит примерно 0,8%, а при высокой доле (в 50%) – она будет уже 1,4%.

После выявления влияния доли российского рынка на степень реакции цен на курс рубля, следует проверить схожую гипотезу для степени реакции цен физических объемов. Она тестируется с помощью регрессии, включающей мультипликативный член для изменения курса рубля и доли российского рынка  $\Delta e_t * S_{ict}$ . Теоретическое рассмотрение предполагает отрицательный знак коэффициента перед мультипликативным членом:

$$\Delta q_{ict}^r = \alpha_{ic} + \mu \Delta q_{ict}^w + \gamma \Delta rer_t + \psi \Delta e_t * S_{ict} + \epsilon S_{ict} + u_{ict} \quad (14)$$

где  $\psi$  – коэффициент зависимости эластичности физических объемов по курсу рубля от доли российского рынка в общем экспорте; определения остальных переменных приведено после уравнения (11) и (13).

Результаты регрессии (14) представлены в таблице 4.

Таблица 4

Результаты регрессии (14) физических объемов поставок на изменение курса и доли российского рынка

	(1)	(2)	(3)
$\Delta rer_t$ - изменение реального курса рубля к евро	0.699*** (0.0679)	0.762*** (0.0718)	0.710*** (0.0665)
$\Delta rer_t * S_{ict}$ - изменение реального курса рубля * долю рос. рынка	-0.585** (0.241)	-0.715*** (0.246)	-0.698*** (0.244)
$\Delta usd_t$ - изменение курса доллара к евро	0.326** (0.117)	0.329*** (0.117)	
$\Delta q_{ict}^w$ - изменение объемов поставок в другие страны	0.273*** (0.0370)	0.149*** (0.0247)	0.149*** (0.0247)
$\Delta q_{ict}^w * S_{ict}$ - изменение объемов поставок в другие страны * долю рос. рынка	-0.256*** (0.0488)		
$R^2$	1.62%	1.34%	1.33%
Число наблюдений	1,387,582	1,387,582	1,387,582

Примечание: Источник – расчеты автора на основе данных Eurostat и Банка России за 2005-2021 гг.; наблюдения взвешены по средним стоимостным объемам поставок по паре «товар-экспортер»; все регрессии включают фиксированные эффекты на пару «страна-экспортер»; в скобках указаны стандартные ошибки, кластеризованные на уровне страны-экспортера; \*\*\* –  $p < 0.01$ , \*\* –  $p < 0.05$ , \* –  $p < 0.1$ .

Во всех приведенных спецификациях коэффициент перед мультипликативным членом доли и изменения курса ( $\psi$ ) оказался отрицательным и статистически значимым, в полном соответствии с проверяемой гипотезой. Отметим, что значение коэффициента  $\psi$  меняется незначительно и во всех спецификациях лежит в диапазоне от -0,59 до -0,72. Более того, коэффициент перед изменением реального курса рубля  $\gamma$  всюду выше, чем модуль коэффициента  $\psi$ . Это означает, что предсказанная эластичность физических объемов по курсу даже в случае доминирования российского рынка сбыта (с долей порядка 100%). В спецификации (1) включен перекрестный член  $\Delta q_{ict}^w * S_{ict}$  - изменения объемов поставок на альтернативные рынки и доли российского рынка. Коэффициент перед этим членом оказался отрицательным, что указывает на снижение влияния динамики поставок на глобальный рынок на поставки в Россию при росте доли российского рынка в общем объеме поставок. Ослабление курса евро к доллару при прочих равных приводит к росту поставок европейских товаров в Россию, что также согласуется с экономической интуицией.



Численно полученный результат можно описать следующим образом: при 10% ослаблении реального курса рубля и малой (0%) доле российского рынка физические объемы поставок европейских товаров на него сократятся примерно на 7,0-7,6%, а при высокой доле рынка (в 50%) сокращение будет значительно меньше – на 4,1-3,5%.

### 3.3. Зависимости вероятности присутствия фирмы на рынке от динамики курса рубля

Последние три гипотезы затрагивают оценки вероятностей входа европейских поставщиков на российский рынок и их ухода с него в ответ на изменения курса рубля. Перед тем как приступить к эконометрическим оценкам данных вероятностей необходимо определить формальный критерий ухода поставщиков какой-либо европейской страны с российского рынка сбыта и аналогичный критерий их входа на российский рынок. В качестве основного критерия изменения статуса фирмы на рынке мы будем использовать изменение стоимостных объемов поставок. При этом возникает практическое ограничение, связанное с присутствием малозначительных и вероятно некоммерческих поставок практически по всем товарным позициям. По этой причине следует использовать некое эмпирическое правило, определяющее, какой масштаб снижения стоимостных объемов поставок можно считать индикатором ухода зарубежной фирмы с рынка. В качестве определения входа фирмы на рынок и ухода с него применяются критерии (15) и (16) соответственно:

$$Enter_{ict} = \begin{cases} 1 & \text{если } V_{ict} > R * \sum_{k=1}^K V_{ict-k} \\ 0 & \text{иначе} \end{cases} \quad (15)$$

$$Exit_{ict} = \begin{cases} 1 & \text{если } V_{ict} > R * \sum_{k=1}^K V_{ict+k} \\ 0 & \text{иначе} \end{cases} \quad (16)$$

где  $V_{ict}$  – стоимостные объемы поставок в Россию товаров  $i$  из страны  $c$  в месяц  $t$ ;  $R$  – кратность превышения, в базовой спецификации использовалось значение равное 5;  $K$  – продолжительность периода, с которым сравнивались текущие месячные объемы поставок, в базовой спецификации использовался полугодовой период ( $K = 6$ ).

Далее приводится статистическая проверка гипотезы 5 о том, что вероятность появления новых зарубежных поставщиков на российском рынке положительно зависит от курса рубля. В качестве регрессионной модели оценки вероятности бинарного исхода ис-

пользуется базовая версия пробит-модели. В соответствии с тестируемой гипотезой, вероятность входа фирмы на рынок должна положительно зависеть от изменения курса рубля относительно базового (предшествующего периода):

$$Pr(Enter_{ict} = 1) = \Phi(\alpha + \beta \Delta_l e_t + u_{ict}) \quad (17)$$

где  $Pr(Enter_{ict} = 1)$  – вероятность того, что рассматриваемый поставщик является новым на российском рынке (значительно нарастил поставки по сравнению с предыдущим полугодием);  $\Delta_l e_t$  – приращение логарифма (реального) курса рубля к евро по сравнению с уровнем за три месяца до рассматриваемого месяца  $t$ . Результаты регрессии (17) с различными значениями параметров отсечения  $R$  и  $K$  представлены в таблице 5.

Таблица 5

Результаты регрессии (17) пробит-модели вероятности входа поставщиков на российский рынок от динамики курса рубля

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta_l e_t$ - приращение логарифма (реального) курса рубля к евро по сравнению с уровнем $t - 3$	0.322*** (0.0137)	0.202*** (0.0322)	0.370*** (0.0176)	0.302*** (0.0112)
Константа	-1.377*** (0.00102)	-1.779*** (0.00231)	-1.759*** (0.00130)	-0.946*** (0.000840)
Значение параметра $K$ (15)	6	6	12	3
Значение параметра $R$ (15)	5	5	10	3
Pseudo- $R^2$	0.3%	0.3%	0.4%	0.2%
Число наблюдений	3,109,921	1,009,200	3,109,921	3,109,921
<i>Соответствующие вероятности при:</i>				
$\Delta_l e_t = -10\%$	7.93%	3.59%	3.62%	16.43%
$\Delta_l e_t = 0\%$	8.42%	3.75%	3.92%	17.19%
$\Delta_l e_t = +10\%$	8.92%	3.92%	4.25%	17.97%

Примечание: Источник – расчеты автора на основе данных Eurostat и Банка России за 2006-2020 гг.; в спецификацию (2) включены только наблюдения с объемом поставок более 100 тыс. долларов в текущем месяце; в скобках указаны стандартные ошибки; \*\*\* –  $p < 0.01$ , \*\* –  $p < 0.05$ , \* –  $p < 0.1$ .

Во всех рассмотренных спецификациях выявляется статистически значимая положительная зависимость вероятности входа нового поставщика на рынок от приращения реального курса рубля к евро за предшествующие три месяца. В базовой спецификации (1) значения параметров отсечения таковы, что при стабильных поставках в предыдущие месяцы «входом» считается 30-кратный рост стоимостных объемов ввоза в рассматриваемый период. При нулевом изменении курса средняя вероятность обнаружить среди всех постав-

щиков нового составляет 8.42%, при ослаблении реального курса рубля к евро за предшествующие три месяца на 10% - вероятность снижается до 7.93% (-0.49 п.п.), а при аналогичном укреплении курса – увеличивается до 8.92% (+0.50 п.п.).

В спецификации (2) использовались только наблюдения с текущим объемом поставок более 100 тыс. долларов в текущем месяце, что является попыткой очистить результаты от шума. Для такой подвыборки, включающей примерно треть наблюдений, вероятность обнаружить нового поставщика ожидаемо в среднем значительно ниже. Но само влияние курса также остается статистически значимым. 10% укрепление курса приводит к росту вероятности входа на рынок с 3.75% до 3.92% (+0.17 п.п.).

Учитывая произвольность выбора ключевых параметров отсечения, приводятся результаты двух альтернативных наборов, (3) и (4). В обоих случаях сохраняется статистически значимая зависимость. Таким образом, выявлено положительное влияние реального курса рубля к евро на вероятность входа европейских поставщиков на российский рынок, устойчивая к параметрам, определяющим «вход» фирмы на рынок.

Далее приводится статистическая проверка гипотезы б о том, что вероятность ухода фирмы с российского рынка сбыта отрицательно зависит от курса рубля. Применяется аналогичная пробит-модель с той разницей, что вероятность ухода фирмы с рынка в последующем периоде должна отрицательно зависеть от изменения курса рубля относительно текущего периода:

$$Pr(Exit_{ict} = 1) = \Phi(\alpha + \gamma \Delta_f e_t + u_{ict}) \quad (18)$$

где  $Pr(Exit_{ict} = 1)$  – вероятность того, что рассматриваемый поставщик уйдет с российского рынка (значительно снизил поставки в последующие полгода по сравнению с текущим периодом);  $\Delta_f e_t$  – приращение логарифма (реального) курса рубля к евро через три месяца к по сравнению с уровнем в рассматриваемом месяце  $t$ .

Аналогичным образом результаты регрессии (18) с различными значениями параметров отсечения R и K представлены в таблице 6.

В базовой спецификации (1), т.е. при базовых значениях параметров отсечения, при ослаблении реального курса рубля к евро в последующие три месяца на 10% - вероятность ухода с рынка возрастает на 0.45 п.п. В спецификации (2) использовались только наблюдения с текущим объемом поставок более 100 тыс. долларов в текущем месяце, в спецификации (3) использовался более строгий набор параметров отсечения, а спецификации (4) наоборот - наименее строгий. Во всех рассмотренных спецификациях выявляется статистически значимая отрицательная зависимость вероятности ухода поставщика с российского

рынка от приращения реального курса рубля к евро в последующие три месяца, что согласуется с тестируемой гипотезой 6. Следует отметить, что среднее значение вероятности и общее их изменение при укреплении или ослаблении курса близко к значениям выявленной зависимости вероятности «входа» на рынок, но с противоположным знаком. Таким образом две модели в целом согласуются друг с другом.

Таблица 6

Результаты регрессии (18) пробит-модели вероятности ухода поставщиков с российского рынка от динамики курса рубля

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta_f e_t$ - приращение логарифма (реального) курса рубля к евро в $t + 3$ по сравнению с текущим уровнем	-0.290*** (0.0134)	-0.301*** (0.0307)	-0.268*** (0.0172)	-0.214*** (0.0110)
Константа	-1.391*** (0.00103)	-1.791*** (0.00234)	-1.784*** (0.00132)	-0.952*** (0.000842)
Значение параметра K (15)	6	6	12	3
Значение параметра R (15)	5	5	10	3
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.3%	0.3%	0.2%	0.1%
Число наблюдений	3,109,921	1,009,200	3,109,921	3,109,921
<i>Соответствующие вероятности при:</i>				
$\Delta_l e_t = -10\%$	8.65%	3.91%	3.94%	17.60%
$\Delta_l e_t = 0\%$	8.20%	3.66%	3.71%	17.05%
$\Delta_l e_t = +10\%$	7.77%	3.43%	3.50%	16.51%

Примечание: Источник – расчеты автора на основе данных Eurostat и Банка России за 2006-2020 гг.; в спецификацию (2) включены только наблюдения с объемом поставок более 100 тыс. долларов в текущем месяце; в скобках указаны стандартные ошибки; \*\*\* –  $p < 0.01$ , \*\* –  $p < 0.05$ , \* –  $p < 0.1$ .

Гипотезу 6 можно расширить по аналогии с гипотезой 4, то есть предположить, что проще уйти с российского рынка компаниям, для которых данный рынок не является основным. В таком случае зависимость вероятности ухода от курса рубля должна быть выражена тем сильнее, чем меньшую долю общего экспорта дает российский рынок сбыта. Результаты оценок приведены в таблице 7.

Для всех квартилей выявляется статистически значимая зависимость от курса рубля. 10-% укрепление курса рубля снижает вероятность ухода с российского рынка на 0.58 п.п. для первого квартиля распределения долей российского рынка, на 44 п.п. для второго квартиле, на 28 п.п. для третьего и на 47 п.п. для четвертого. В дополнение к квартильной регрессии строилась пробит-модель на всей выборке с мультипликативным членом изменения курса и доли российского рынка в общем экспорте:

$$Pr(Exit_{ict} = 1) = \Phi(\alpha + \gamma \Delta_f e_t + \lambda S_{ict} \Delta_f e_t + \epsilon S_{ict} + u_{ict}) \quad (19)$$

где  $S_{ict}$  – средняя доля российского рынка в общем объеме экспорта страны  $s$  товара  $i$  в год, предшествующий рассматриваемому месяцу  $t$ .

Результаты указывают на то, что вероятность ухода компании с рынка снижается с ростом доли российского рынка в общем экспорте, см. таблицу 7, регрессию (5). При этом, отрицательная связь вероятности ухода и курса рубля усиливается с ростом доли рынка: чем выше доля российского рынка, тем ниже вероятность ухода с рынка при укреплении курса рубля ( $\lambda \Delta_f e_t + \epsilon < 0$ ); при этом, чем выше доля рынка, тем ниже вероятность ухода с рынка при ослаблении курса рубля ( $-\lambda \Delta_f e_t + \epsilon < 0$ ), т.е. влияние доли рынка превосходит эффект мультипликативного члена. Это соотношение сохраняется до тех пор, пока ослабление курса в течение трех месяцев находится в рамках 1.1 (снижения на 67%). Отметим, что все наблюдения в рассматриваемый период укладываются в данный диапазон, что предполагает применимость оценок в его рамках. Следовательно, можно заключить, что увеличение доли российского рынка в общем объеме поставок снижает вероятность ухода фирмы с него, что полностью согласуется с гипотезой 7.

Таблица 7

Результаты регрессий (18) и (19) пробит-моделей вероятности ухода поставщиков с российского рынка от динамики курса рубля и доли рынка

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Квартиль доли российского рынка в общем экспорте товара $i$ из страны $s$	I	II	III	IV	I-IV
$\Delta_f e_t$ - приращение лог. курса рубля к евро в период $t + 3$ по сравнению с текущим уровнем	-0.259*** (0.0244)	-0.349*** (0.0292)	-0.298*** (0.0307)	-0.340*** (0.0260)	-0.249*** (0.0187)
$S_{ict}$ - средняя доля российского рынка в общем экспорте страны $s$					-0.219*** (0.00392)
$S_{ict} \Delta_f e_t$ - мультипликативный член					-0.192*** (0.0501)
Константа	-1.071*** (0.00179)	-1.499*** (0.00221)	-1.673*** (0.00242)	-1.442*** (0.00209)	-1.337*** (0.00141)
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.3%	0.4%	0.4%	0.4%	2.1%
Число наблюдений	750,557	763,047	793,812	802,505	3,109,921
<i>Соответствующие вероятности при:</i>					
$\Delta_l e_t = -10\%$	14.80%	7.15%	5.01%	7.96%	
$\Delta_l e_t = 0\%$	14.21%	6.69%	4.71%	7.47%	
$\Delta_l e_t = +10\%$	13.63%	6.25%	4.43%	7.00%	

Примечание: Источник – расчеты автора на основе данных Eurostat и ЦБ за 2006-2020 гг.; использованы базовые значения параметров  $R = 5$ ,  $K = 6$ ; в скобках указаны стандартные ошибки; спецификации (1)-(4) содержат результаты построения регрессии (18) для каждого из 4 квартилей в отдельности, (5) содержит результаты регрессии (19); \*\*\* –  $p < 0.01$ , \*\* –  $p < 0.05$ , \* –  $p < 0.1$ .

### 3.4. Обсуждение экономической значимости рассматриваемых эффектов

Далее сравниваются четыре компонента влияния курса рубля к евро на стоимостные объемы ввоза европейских товаров: два интенсивных компонента – изменение цен и физических объемов поставок и два экстенсивных – изменение вероятности ухода и входа на российский рынок европейских поставщиков.

Вклад интенсивных компонент получается прямым эконометрическим анализом на отфильтрованной базе данных, которая по своему построению позволяет учитывать только изменения торговых потоков, имевших место в предыдущих и последующих периодах. В среднем, при снижении реального курса рубля на 10% ожидается снижение цен (в евро) на 1,3% и физических объемов на 5,1%, а общее снижение стоимостных объемов (в евро) составит порядка 6,4%. Таким образом примерно 4/5 реакции стоимостных объемов будет связано с сокращением поставок в реальном выражении и только 1/5 – с изменением цен (удельных стоимостей поставок), которое также частично может быть вызвано изменением структуры поставок в сторону более дешевых вариантов тех же товаров.

Полученные результаты позволяют оценить изолированный эффект курса рубля к евро на стоимостные объемы поставок из ЕС в Россию. К августу укрепление курса рубля на 36,6%<sup>2</sup> могло бы привести к увеличению совокупного импорта примерно на 22,0% (цены увеличились бы в среднем на 4,1%, а физические объемы ввоза европейских товаров – на 17,2%). Безусловно, в текущей ситуации укрепление курса рубля лишь частично корректирует объемы поставок, снизившиеся из-за санкционных ограничений. Тем не менее, текущие объемы импорта в значительной степени поддерживаются высокой покупательной способностью рубля относительно уровня предыдущих лет.

При рассмотрении влияния динамики курса на экстенсивную часть российского импорта выясняется, что при 10% ослаблении реального курса рубля вероятность ухода фирмы увеличивается, а вероятность входа на рынок снижается примерно на 0.5п.п. каждая. Отметим, что значение маржинальных эффектов зависят от определения «входа» и «ухода» с рынков, но остаются примерно на указанном уровне – общее снижение числа поставщиков можно оценить в 1%. При всех указанных выше оговорках, экстенсивную эластичность по реальному курсу рубля к евро можно оценить в 10%, что значительно ниже интенсивной компонента, дающей в совокупности эластичность стоимостей импорта по курсу в 64%. Общая эластичность стоимостных объемов поставок по курсу рубля таким образом оценивается в 75%.

---

<sup>2</sup> Прирост индекса номинального курса рубля к евро в августе 2022г. к декабрю 2021г. по данным Банка России.

## Заключение

Основным макроэкономическим фактором, определяющим объемы и цены поставок европейских товаров на российский рынок в краткосрочной перспективе, в течение длительного времени являлся курс рубля, а в текущей ситуации еще и санкционные ограничения. Однако со времени их введения прошло недостаточно времени для детального анализа их влияния на российскую внешнюю торговлю, особенно учитывая прекращение публикации статистики внешней торговли ФТС. При этом изменения курса рубля в текущем году также были значительны.

Полученные результаты эконометрических оценок хорошо согласуются с гипотезами о положительной зависимости цен поставок (в евро) и отрицательной зависимости физических объемов поставок от курса рубля к евро. Выявлено влияние доли рынка сбыта на степень коррекции объемов поставок: чем более значительным для поставщика является российский рынок, тем меньше коррекция объемов в ответ на изменения курса рубля. Также получены свидетельства об усилении с ростом доли российского рынка сбыта степени переноса курса рубля в цены (в евро), но они менее устойчивы к спецификации модели. Также выявлено отрицательное влияние ослабления курса рубля на вероятность входа новых поставщиков на рынок, и положительное – на вероятность ухода европейских поставщиков с российского рынка. Более того, при оценке вероятности ухода выявлена отрицательная зависимость от доли рынка, как и в случае с оценкой эластичности объемов.

Оценка влияния курса рубля к евро на стоимостные объемы ввоза европейских товаров (0,75) состоит из двух интенсивных компонент – эластичности цен (0,13) и физических объемов (0,51) поставок и экстенсивного эффекта (0,10) состоящего в изменении вероятности ухода и входа на российский рынок европейских поставщиков.

## СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Amiti, M., Itskhoki, O. & Konings, J., 2014. Importers, exporters, and exchange rate disconnect. *American Economic Review*, July, pp. 1942-78.
2. Amiti, M., Itskhoki, O. & Konings, J., 2019. International shocks, variable markups, and domestic prices. *The Review of Economic Studies*, Том 6, pp. 2356-2402.
3. Atkeson, A. & Burstein, A., 2008. Trade costs, pricing-to-market, and international relative prices. *American Economic Review*, Issue 98.
4. Auer, R. & Schoenle, R., 2016. Market structure and exchange rate pass-through. *Journal of International Economics*, Том 99, pp. 60-77.
5. Berman, N., Martin, P. & Mayer, T., 2012. How do different exporters react to exchange rate changes?. *The Quarterly Journal of Economics*, 127(1), pp. 437-492.
6. Burstein, A., Eichenbaum, M. & Rebelo, S., 2007. Modeling exchange rate passthrough after large devaluations. *Journal of Monetary Economics*, Issue 54, pp. 346-368.
7. Burstein, A. & Gopinath, G., 2014. International prices and exchange rates. Issue 4.
8. Bussière, M., Gaulier, G. & Steingress, W., 2020. Global Trade Flows: Revisiting the Exchange Rate Elasticities. *Bank of Canada Staff Working Paper*, Issue 41, pp. 1-54.
9. Devereux, M. B., Dong, W. & Tomlin, B., 2017. Importers and exporters in exchange rate pass-through and currency invoicing. *Journal of International Economics*, Том 105, pp. 187-204.
10. Dornbusch, R., 1987. Exchange rate and prices. *American Economic Review*, Issue 77.
11. Fauceglia, D., Shingal, A. & Wermelinger, M., 2014. Natural hedging of exchange rate risk: the role of imported input prices. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 150(4), pp. 261-296.
12. Gopinath, G. и др., 2020. Dominant currency paradigm. *American Economic Review*, Том 3, pp. 677-719.
13. International Monetary Fund, 2009. *Export and Import Price Index Manual*. б.м.:б.н.
14. van der Mensbrugge, D. & Peters, J. C., 2020. Volume preserving CES and CET formulations. *GTAP Working Paper*, Том No. 87.
15. Андреев, А., 2019. Исследование асимметрии и нелинейности переноса динамики обменного курса в инфляцию. *Серия докладов об экономических исследованиях*, Issue 45.
16. Елисеев, А., Новак, А. & Шульгин, А., 2021. Долгосрочный перенос курса в цены. *Серия докладов об экономических исследованиях*, июль.
17. Картаев, Ф. & Якимова, Ю., 2018. Влияние инфляционного таргетирования на эффект переноса валютного курса. *Вопросы экономики*, Issue 11, pp. 51-65.



18. Фиранчук, А. & Кнобель, А., 2022. Оценка товарооборота России с основными партнерами в январе-июле 2022 г.. Экономическое развитие России, октябрь, 29(10), pp. 13-23.
19. Фиранчук, А. С., 2020. Перенос курса рубля в цены экспорта в 2012-2020 гг.: отраслевая и географическая специфика. Экономическое развитие России, 27(11), pp. 8-16.

В СЕРИИ ПРЕПРИНТОВ  
**РАНХиГС РАССМАТРИВАЮТСЯ**  
ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ  
**И ПРАКТИЧЕСКИЕ ПОДХОДЫ**  
К СОЗДАНИЮ, АКТИВНОМУ  
**ИСПОЛЬЗОВАНИЮ**  
ВОЗМОЖНОСТЕЙ  
**ИННОВАЦИЙ В РАЗЛИЧНЫХ**  
СФЕРАХ ЭКОНОМИКИ  
**КАК КЛЮЧЕВОГО УСЛОВИЯ**  
ЭФФЕКТИВНОГО УПРАВЛЕНИЯ



**РАНХиГС**

РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАРОДНОГО ХОЗЯЙСТВА  
И ГОСУДАРСТВЕННОЙ СЛУЖБЫ  
ПРИ ПРЕЗИДЕНТЕ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ