

Внешнеторговая политика

ФАКТОРЫ ДИНАМИКИ ЭКСПОРТА И ИМПОРТОЗАМЕЩЕНИЯ ПОСЛЕ РЕЗКОГО ОСЛАБЛЕНИЯ КУРСА НАЦИОНАЛЬНОЙ ВАЛЮТЫ

Илья ПРИЛЕПСКИЙ

Илья Владимирович Прилепский —
кандидат физико-математических наук,
руководитель направления «Международная
экономика» Экономической экспертной группы
(109012, Москва, Ветошный пер., д. 5/4, оф. 206);
старший научный сотрудник
Центра бюджетного анализа и прогнозирования
Научно-исследовательского финансового института
(127006, Москва, Настасьинский пер., д. 3, стр. 2).
E-mail: iprilepskiy@eeg.ru

Аннотация

В работе исследуется актуальная для текущих российских условий проблема выявления факторов, которые позволяют в период после резкого ослабления реального курса национальной валюты обеспечить высокие темпы роста физических объемов экспорта и успешное импортозамещение (в качестве индикаторов последнего применяются доля отечественных товаров во внутреннем спросе в текущих ценах и темпы роста внутреннего спроса, удовлетворяемого внутренним производством товаров и услуг). Исходя из результатов межстрановых панельных регрессий показано, что положительная чистая внешняя позиция РФ создает благоприятные условия для наращивания экспорта на фоне ослабления курса. Наряду с этим доля импортных компонент в нефтегазовом экспорте РФ близка к среднемировой, так что нельзя утверждать, что структура экспорта РФ является благоприятной с точки зрения величины стимулирующего эффекта ослабления курса рубля. В то же время анализ фактической динамики физических объемов нефтегазового экспорта РФ в последние годы демонстрирует, что модельные показатели их прироста достигнуты не были. Динамика чистого экспорта показывает, что в 2014–2015 годах это с избытком компенсировалось тем, что темпы сокращения импорта существенно превышали модельные. В 2016 году вклад дополнительного (по сравнению с модельным) чистого экспорта в прирост ВВП уменьшился до нуля. Проведенный анализ также демонстрирует, что низкие показатели качества институциональной среды в РФ затрудняют поддержание положительного импульса для экспорта и импортозамещения в среднесрочной перспективе. Поэтому реализуемые в настоящее время специальные меры по содействию несырьевому экспорту и импортозамещению при всей своей значимости не отменяют необходимости постоянной работы над снижением инвестиционных рисков, повышением качества госуправления и защитой конкуренции.

Ключевые слова: политика поддержки экспорта, импортозамещение, реальный обменный курс.

JEL: F14.

Введение

В 2014 году российская экономика испытала два серьезных негативных шока: резкое падение цен на нефть и введение секторальных санкций, равносильное по своему действию «резкой остановке притока капитала» (*sudden stop*). Результатом первого шока стало сокращение экспортных доходов более чем на 30%, результатом второго — увеличение чистого оттока капитала, оцениваемое более чем в 160 млрд долл. за 3,5 года (с середины 2014-го до конца 2017 года) [Гурвич, Прилепский, 2016]. Основные каналы, по которым подобные шоки оказывают воздействие на такую нефтедобывающую экономику, как российская, рассмотрены в работах [Кнобель, 2013; Идрисов и др., 2015; Гурвич, Прилепский, 2013]. Наиболее ощутимые негативные последствия связаны с сокращением внутреннего спроса за счет, во-первых, «эффекта богатства» (в силу ухудшения условий торговли) и, во-вторых, ограниченного доступа к внешним рынкам капитала в условиях слабости собственной финансовой системы (последний эффект фактически касается только инвестиционного спроса). Сжатие внутреннего спроса в той или иной степени компенсируется повышением внешней конкурентоспособности в результате ослабления национальной валюты, которое представляет собой естественную реакцию на оба типа испытанных российской экономикой шоков. Результатом становится рост экспорта и сокращение импорта, которые восстанавливают внешний баланс страны.

В целом реакцию экономики на внешние шоки можно описать изменением чистого экспорта, отнесенным к величине ВВП. Действительно, темп роста ВВП g равен сумме этого показателя (обозначим его nx) и изменения внутреннего спроса, также отнесенного к ВВП (dd):

$$g = dd + nx.$$

Таким образом, сопоставление двух показателей, стоящих в правой части данного тождества, показывает, в какой мере экономика компенсирует сжатие внутреннего спроса за счет повышения внешней конкурентоспособности¹. При этом формы и степень адаптации к внешним шокам существенно различаются по странам. Так, в проведенном МВФ исследовании зависимости экспорта и импорта от реального обменного курса [World Economic Outlook., 2015] показано, что среди 60 рассмотренных стран эластичность экспорта колебалась в пределах от $-1,1$ до $2,1$, а импорта — от $-1,0$ до $0,8$. Соответственно, каждая страна характеризуется своим потенциалом демпфирования

¹ Подчеркнем, что величина импорта входит со знаком плюс в dd и со знаком минус в nx , то есть сам по себе он не оказывает прямого влияния на экономический рост.

эффекта внешних шоков. Оценки такого потенциала для России были получены в работах [Ivanova, 2007; Гурвич, Прилепский, 2013]. В последней было, например, отмечено, что по индикатору положительного отклика сальдо текущего счета на ослабление национальной валюты Россия находится на одном из последних мест среди стран G20.

Помимо высокой межстрановой вариации, в работе [World Economic Outlook., 2015] указывается, что для одной и той же экономики эластичности могут претерпевать значительную временную эволюцию. Поэтому актуальным является выявление факторов, влияющих на эластичности, особенно тех, на которые можно воздействовать мерами политики, что потенциально позволяет повышать возможности адаптации экономики к внешним шокам.

Очевидный пример такого фактора — переход к плавающему курсу, стимулирующий более быстрое перераспределение ресурсов между торгуемым и неторгуемым секторами при изменении внешней конъюнктуры. Так, согласно данным Росстата, по итогам 2014 года показатель *dd* составлял $-1,1$ п.п. против $1,8$ п.п. для *nx*; в 2015 году соответственно — $-9,0$ п.п. против $6,2$ п.п., а по итогам 2016 года — $-1,7$ п.п. против $1,5$ п.п. Для сравнения: в кризисном 1998 году *dd* составил $-9,6$ п.п. против $4,3$ п.п. для *nx*, а в 2009 году — $-13,0$ п.п. против $5,2$ п.п. соответственно. Таким образом, для рецессии 2015–2016 годов увеличение чистого экспорта компенсирует более значительную долю сжатия внутреннего спроса, что можно объяснить благотворным воздействием перехода к режиму плавающего курса на адаптационные возможности экономики.

В текущих российских условиях помимо действия данного «автоматического стабилизатора» текущего счета правительство выбрало в качестве одного из средств противодействия внешним шокам поддержку несырьевого экспорта и импортозамещения. По первому направлению в рамках выполнения обновлявшейся в 2014–2015 году дорожной карты «Поддержка доступа на рынки зарубежных стран и поддержка экспорта» в 2015 году был создан Российский экспортный центр (РЭЦ), предоставляющий комплекс информационных и финансовых услуг в режиме «одного окна». В 2016 году Центр был интегрирован с Российским агентством по страхованию экспортных кредитов и инвестиций (ЭКСАР) и с Росэксимбанком. Кроме того, были упрощены правила обоснования применения нулевой ставки НДС и акцизов для экспортеров. В отношении импортозамещения в сентябре-октябре 2014 года были приняты соответствующие дорожные карты для сельского хозяйства и промышленности. Что касается сельского хозяйства, то, как отмечается в статье [Шагайда, Узун, 2016], рост внутреннего производства и снижение физических объемов импорта наблюдались по всем основным товарным категориям. В отношении промышленности, как указывается в работе [Мантуров

и др., 2016], на фоне реализации 20 отраслевых планов импортозамещения достигается ускоренное сокращение доли импорта в потреблении, например по итогам 2015 года в тяжелом машиностроении она составила 38% против планировавшихся 50%, а в фармацевтической промышленности — 51% против 60%. Досрочно — уже по итогам 2015 года — достигнут целевой ориентир Основных направлений деятельности правительства (ОНДП) по сокращению доли импорта в розничной торговле — до 38%.

Более подробное рассмотрение дает не столь однозначную картину динамики экспорта и успехов импортозамещения. Экспорт товаров и услуг в 2014 году увеличился на 0,5% в физическом выражении (вклад в прирост ВВП составил 0,2 п.п.); по итогам 2015 года — уже на 3,7% (вклад в прирост ВВП составил 1,1 п.п.). Но при этом динамика нефтегазового экспорта товаров и услуг², стимулирующий эффект для которого от ослабления курса рубля с точки зрения теории должен быть наиболее значительным, оказалась качественно иной: после увеличения на 4,3% в 2014 году последовал спад на 0,5% в 2015 году. По итогам 2016 года экспорт товаров и услуг увеличился на 2,3% по сравнению с соответствующим периодом 2015 года, в том числе нефтегазовый — на 3,9%.

Вследствие ценовых эффектов доля несырьевого экспорта в общем объеме экспорта, согласно данным мониторинга Российского экспортного центра³, существенно увеличилась: с 30% в 2014 году до 39% в III квартале 2016 года. Однако перспективы достижения целевого показателя в 45% к 2020 году, установленного ОНДП в редакции 2015 года, остаются неочевидными. Действительно, исходя из показателей базового сценария официального прогноза Минэкономразвития от ноября 2016 года⁴, по итогам 2019 года можно ожидать роста данного индикатора лишь до 40%.

Импорт товаров и услуг в 2014 году сократился на 7,6% (вклад в прирост ВВП составил 1,7 п.п.), а по итогам 2015 года — уже на 25,5% (вклад в прирост ВВП — 5,1 п.п.). В 2016 году импорт товаров и услуг уменьшился на 5,0% по сравнению с соответствующим периодом 2015 года (вклад в прирост ВВП составил 0,8 п.п.). Доля импорта в физических объемах внутреннего спроса в целом сократилась с 23,4% в 2013-м до 21,8% в 2014-м, 18,0% в 2015-м и 17,5% в 2016 году. Вместе с тем данные за 2016 год указывают на снижение обусловленного ослаблением рубля импульса для импортозамещения. В част-

² Приведенные далее величины рассчитаны на основе данных Росстата по физическому объему экспорта товаров и услуг в целом (http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/accounts/) и данных ФТС по физическим объемам экспорта энергоносителей (http://customs.ru/index.php?option=com_newsfts&view=category&id=52&Itemid=1978).

³ См.: https://www.exportcenter.ru/international_markets/russian_exports/.

⁴ См.: <http://economy.gov.ru/minrec/activity/sections/macro/2016241101>.

ности, согласно январскому мониторингу Минэкономразвития⁵, по итогам года производство инвестиционных товаров в физическом выражении сократилось на 10,3%, в то время как их импорт за январь-ноябрь 2016 года увеличился на 4,3%; в исследовании [Цухло, 2016] также указано, что в 2016 году промышленность резко снизила масштабы импортозамещения в своих закупках.

Отметим, что аналитическое отделение эффектов «автоматического стабилизатора» от эффектов специальных мер политики по поддержке экспорта и импортозамещения является непростой задачей. Для экспорта, наряду с динамикой обменного курса рубля, вторым ведущим определяющим фактором является внешний спрос (в первом приближении не зависящий от нее), так что в качестве индикатора эффекта специальных мер можно использовать просто отклонение наблюдаемой динамики от значений, предсказанных на основе оцененной функции экспорта. Хотя для импорта тоже может быть проведена аналогичная оценка (позволяющая получить также оценку отклонения чистого экспорта в целом от модельного показателя), она не дает ответа на вопрос о замещении импортных товаров отечественными, поскольку эпизоды ослабления курса во многих случаях ассоциируются со сжатием внутреннего спроса. Использование показателя доли отечественных товаров на внутреннем рынке в постоянных ценах (как в целом, так и для торгуемых товаров) также вряд ли является подходящим индикатором для оценки успехов импортозамещения. Действительно, в условиях, когда относительные цены на импорт увеличиваются, данный показатель и без того почти всегда будет увеличиваться, если только импортные товары не являются товарами Гиффена (что в целом маловероятно, поскольку в структуре российского импорта преобладают товары, не относящиеся к категории товаров первой необходимости). Более адекватным представляется использование индикатора рыночной доли российских товаров на внутреннем рынке, как это было сделано, в частности, в статье [Бланк и др., 2006]. Увеличение данного показателя (будем называть его «слабым признаком импортозамещения») говорит о том, что сжатие внутреннего спроса компенсируется (как минимум частично) ростом доли расходов на отечественные товары. Однако повышение данного показателя должно быть достаточно значительным, чтобы оно могло перекрыть эффект сокращения внутреннего спроса. Фактические расчеты на основе методологии, принятой в работе [Бланк и др., 2006], показывают, что этот показатель в последние годы практически не изменялся: если в 2013 году он составлял 74,0%, то в 2014-м — 74,6, в 2015-м — 74,5, в 2016-м — 75,4%. В подобной ситуации можно предположить, что объем внутренних

⁵ См.: http://economy.gov.ru/minec/activity/sections/macro/monitor_invest/2017270103.

поставок отечественных товаров сокращается, несмотря на увеличение их удельного веса в структуре расходов. И действительно, если в 2014 году этот показатель увеличился на 0,8%, то в 2015-м он сократился на 5,4%, а в 2016-м — еще на 1,4%. Обратную ситуацию — рост физических объемов поставок отечественных товаров на внутренний рынок — будем называть «сильным признаком импортозамещения». При этом в конечном счете для апостериорной оценки эффективности специальных мер импортозамещения, как и в случае с экспортом, необходимо сопоставление наблюдаемой динамики индикаторов слабого и сильного признаков с априори предсказанными показателями.

Данное исследование в основном посвящено априорному выявлению факторов, позволяющих продлить и усилить импульс от ослабления рубля для несырьевого экспорта и импортозамещения в «слабом» и «сильном» смыслах. Мы ищем ответ на этот вопрос, анализируя межстрановые данные. При этом используются два подхода: 1) оценка функций экспорта и импорта; 2) изучение динамики внешнеторговых показателей после особенно существенных эпизодов ослабления национальных валют. Вместе с тем получаемые результаты позволяют путем сравнения с фактическими данными за 2014–2016 годы дать и предварительную апостериорную оценку успешности мер поддержки экспорта и импортозамещения.

1. Реальный эффективный курс, экспорт и импорт: обзор литературы

Стандартная и широко употребляемая вплоть до настоящего времени форма функций экспорта и импорта товаров и услуг была предложена в работе [Houthakker, Magee, 1969] и имеет вид

$$\begin{aligned} X &= a REER^{-\eta} Z^{\varepsilon}, \\ M &= b REER^{\psi} Y^{\pi}. \end{aligned} \quad (1)$$

Здесь X и M — физические объемы экспорта и импорта товаров и услуг соответственно, $REER$ — реальный эффективный курс, Z — индикатор внешнего спроса (как правило, взвешенный ВВП либо импорт стран — торговых партнеров), Y — индикатор объема национальной экономики (как правило, ВВП или внутренний спрос). Коэффициенты η , ψ характеризуют эластичность экспорта и импорта по реальному обменному курсу, а ε , π — их эластичность по внешнему и внутреннему спросу. При прочих равных условиях более высокие значения η ассоциируются с более сильно выраженным эффектом роста экспорта, а ψ и π — с более высокой вероятностью формирования как «слабого», так и «сильного» признаков импортозамещения при ослаблении реального курса. В существующих агрегированных оценках для российской

экономики показатели η , π несколько ниже, чем медианное значение по выборке стран, включенных в исследование [World Economic Outlook., 2015] (кроме того, η ниже, чем медианное значение по выборке стран, включенных в исследование [Tokarick, 2010]), показатель ψ лежит между медианными оценками [World Economic Outlook., 2015], с одной стороны, и [Tokarick, 2010] — с другой (табл. 1). Оценка функций спроса на импорт для отдельных товарных групп для России проводилась в исследовании [Кнобель, 2011]; в предположении о равенстве эластичностей для всех товаров величина π близка к оценкам, полученным на агрегированных данных, в то время как величина ψ оказывается существенно выше (табл. 1; как показано в работе [Imbs, Mejean, 2010], более высокие оценки ценовых эластичностей в целом характерны для исследований на дезагрегированном уровне).

Т а б л и ц а 1

Эластичности экспорта и импорта

	[Гурвич, Прилепский, 2013]	[Ivanova, 2007]	[Кнобель, 2011]	[Gianella, Chanteloup, 2016]	[World Economic Outlook., 2015] — медианное значение по выборке стран	[Tokarick, 2010] — медианное значение по выборке стран
η	0,16	0,10		0,16	0,18	0,53
ψ	0,54	0,46	3,29	0,52	0,22	0,75
π	1,37	1,20	1,19	1,24	1,43	

Среди факторов, которые влияют на эластичности, можно выделить следующие:

- *степень мобильности ресурсов в экономике.* Например, в случае жесткого регулирования рынка труда или сложностей привлечения финансирования в новые проекты потенциальный выигрыш от ослабления национальной валюты не будет полностью реализован из-за ограниченности перемещения труда и капитала в торгуемые сектора (в этом случае можно ожидать сравнительно низких показателей η , ψ);
- *товарная структура экспорта и импорта.* В случае превалирования в них высокодифференцированной продукции, не имеющей близких аналогов, показатели η , ψ также уменьшаются — по сравнению со случаем превалирования стандартной продукции, конкурирующей за счет цен. Кроме того, в работе [Гурвич, Прилепский, 2013] было показано, что низкое значение эластичности ψ для России обусловлено преобладанием углеводородов в структуре экспорта, при том что объем добычи нефти (по крайней мере в краткосрочной перспективе) слабо зависит от цен. В исследовании [Бланк и др., 2006] нечувствительность к обменному курсу продемонстрирована для российского сырьевого экспорта в целом;

- *проведение активной протекционистской политики.* Оно ассоциируется с более высокими значениями показателей η , ψ для периодов ослабления курса по сравнению с периодами его укрепления.

Еще один важный структурный фактор, который может влиять на показатели η , ψ , — степень встроенности национальной экономики в глобальные цепочки добавленной стоимости. Соответствующая агрегированная информация содержится в поддерживаемой ОЭСР и ВТО базе данных по «торговле добавленной стоимостью» (*Trade in Value Added, TiVA*⁶). Она включает, в частности, данные по «национальной» и «зарубежной» добавленной стоимости в экспорте страны (соответственно *Domestic Value Added, DVA* и *Foreign Value Added, FVA*) и производный показатель так называемых обратных (*backward*) торговых связей, равный $FVA/(FVA+DVA)$. Априори можно ожидать, что η , ψ отрицательно коррелируют с индикатором обратных связей. Действительно, с одной стороны, благоприятное воздействие ослабления национальной валюты на маржинальные издержки экспортеров в этом случае уменьшается, с другой — оно все же остается положительным, что оказывает стимулирующее влияние на импорт используемой для производства экспортных товаров продукции. Эмпирический анализ подтверждает эту гипотезу. В исследовании экспертов Всемирного банка [Ahmed et al., 2015] для 46 стран из базы данных *TiVA* установлена значимая негативная связь между обратными внешнеторговыми связями и эластичностью экспорта по реальному курсу. К аналогичному выводу приходят и эксперты МВФ в работе [Cheng et al., 2016]; кроме того, получен результат, подтверждающий снижение эластичности импорта при увеличении индикатора обратных связей (хотя соответствующий коэффициент в регрессии и оказывается незначимым).

На величины эластичностей экспорта и импорта могут влиять и институциональные факторы — например, по каналам административных издержек внешнеторговых операций, а также издержек создания и расширения производства. Так, в исследовании эксперта ЕЦБ [Berthou, 2008], где изучается эластичность объемов внешней торговли по реальному курсу для отдельных отраслей, показано, что эластичность экспорта по обменному курсу увеличивается по абсолютной величине в случае повышения качества институтов в стране-импортере, а также повышения эффективности таможенного администрирования как в стране-импортере, так и в национальной экономике.

Помимо анализа функций экспорта и импорта, актуальным с точки зрения российской ситуации является вопрос о динамике

⁶ См.: https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=TIVA2015_C1.

внешнеторговых показателей после эпизодов резкого ослабления национальной валюты (по данным Банка России, реальный эффективный курс рубля сократился на 8,4% в 2014-м и на 16,5% в 2015 году). Среди недавних исследований данная проблематика рассматривалась в работе [World Economic Outlook., 2015]. Эпизоды резкого ослабления определяются на основании следующих двух критериев: 1) номинальное ослабление национальной валюты по отношению к доллару превышает 90-й перцентиль распределения (что соответствует ослаблению на 20% для стран с формирующимися рынками и на 13% — для развитых стран); 2) изменение темпов ослабления по сравнению с предыдущим годом превышает 90-й перцентиль соответствующего распределения (13% как для развитых, так и для развивающихся стран). На основе панельной регрессии было установлено, что для подобных эпизодов темпы роста экспорта составляют в среднем 10% за пять лет (из которых 5 п.п. приходится на год ослабления и 5 п.п. — на последующие годы), и при этом их эластичность по реальному курсу по абсолютной величине больше, чем в среднем по популяции (0,7 против 0,3).

Настоящее исследование дополняет анализ, проведенный в упомянутых выше работах, следующими пунктами:

1) рассматривается влияние чистой внешней позиции на динамику экспорта и импорта. Потенциальное значение данного фактора связано с тем, что реальное ослабление национальной валюты зачастую ассоциируется с ростом не только внешней конкурентоспособности, но и финансовых рисков в случае значительного превышения иностранных обязательств над активами, что может оказывать негативное влияние на инвестиции в новые экспортные мощности и/или в проекты импортозамещения;

2) для эпизодов существенного ослабления курса рассматривается не только динамика экспорта, но и динамика процессов импортозамещения. Дополнительно изучается роль национальных институциональных факторов (но в отличие от работы [Berthou, 2008] рассматриваются агрегированные показатели для более широкой выборки стран).

2. Данные и методология

Исследование проводится для выборки стран, для которых имеются данные по участию в международных цепочках добавленной стоимости в базе *TiVA*, всего 60 экономик (табл. 12 в Приложении). Используются годовые данные с 1995-го по 2015 год; для отдельных лет, по которым какие-либо данные отсутствуют, применяются линейная интерполяция и экстраполяция константами. Краткое описание используемых переменных приведено в табл. 2.

Эмпирический анализ влияния структурных факторов на эластичности экспорта и импорта невозможно провести с использованием только временных рядов для конкретных экономик главным образом по причине недостаточного объема соответствующих данных. В частности, информация из базы данных *TiVA* о внешнеторговых связях доступна только за 1995–2011 годы. В подобных условиях все более широкое распространение приобретает использование полученных на основе панельных данных оценок функций экспорта и импорта не только для «схожих» экономик (как это делается, в частности, в исследовании [Nouira et al., 2010] для Египта, Иордании, Марокко и Туниса), но и для широких выборок стран. В частности, оценки на основе панельных данных проводились в упомянутых выше работах (см.: [Berthou, 2008; World Economic Outlook., 2015; Ahmed et al., 2015; Cheng et al., 2016]).

Т а б л и ц а 2

Используемые данные

Переменная	Описание	Источник
<i>X</i>	Физический объем экспорта товаров и услуг	Всемирный банк, база данных World Development Indicators ^a
<i>M</i>	Физический объем импорта товаров и услуг	Всемирный банк, база данных World Development Indicators
<i>Y</i>	Физический объем ВВП	Всемирный банк, база данных World Development Indicators
<i>DD</i>	Физический объем внутреннего спроса	$DD = Y - X + M$
<i>Z</i>	Взвешенный физический объем ВВП стран — торговых партнеров	Расчеты автора на основе данных о доле торговых партнеров в экспорте из базы данных <i>TiVA</i> ^b
<i>REER</i>	Реальный эффективный курс	База данных Института Брейгеля ^c
<i>GVC_B</i>	Доля стоимости импортных компонент в стоимости экспорта	База данных <i>TiVA</i>
<i>NFA_RAT</i>	Отношение чистой внешней позиции к ВВП	МВФ, база данных International Financial Statistics ^d
<i>T</i>	Средневзвешенная импортная пошлина	Всемирный банк, база данных World Development Indicators

^a См.: <http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=world-development-indicators>.^b См.: <https://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=66237>.^c См.: <http://bruegel.org/publications/datasets/real-effective-exchange-rates-for-178-countries-a-new-database/>.^d См.: <http://data.imf.org/?sk=5DABAFF2-C5AD-4D27-A175-1253419C02D1>.

Динамика переменных *GVC_B*, *NFA_RAT*, *T* графически показана на рис. 1. На мировом уровне устойчивая тенденция к развитию цепочек добавленной стоимости прервалась с кризисом 2008–2009 годов, в то время как для России *GVC_B* не имела выраженного тренда. В течение всего рассматриваемого периода большинство стран

выборки оставались нетто-должниками по внешней позиции; для России же NFA_RAT было отрицательным лишь в 1998 году и в период бума притока капитала перед кризисом 2008–2009 годов. Тренд к снижению таможенных тарифов имел место как на глобальном, так и на российском уровнях.

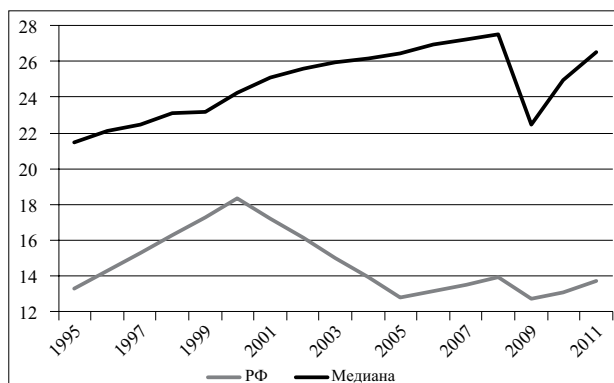
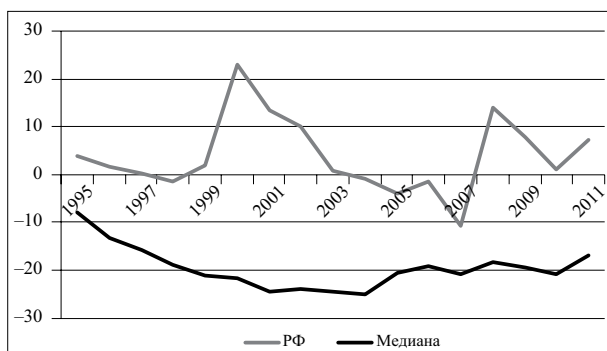
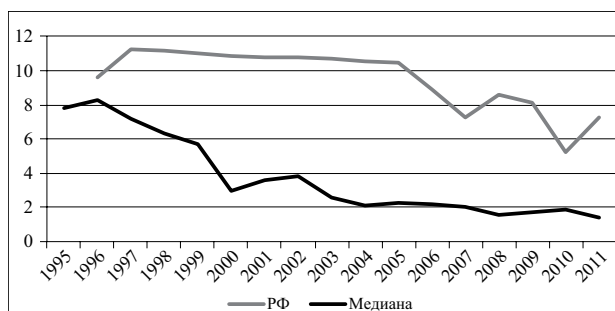
а) Переменная GVC_B б) Переменная NFA_RAT в) Переменная T

Рис. 1. Динамика переменных GVC_B , NFA_RAT , T для РФ и медиана по странам мира

Рассмотрим возможность применения коинтеграционного подхода при оценке функций экспорта и импорта. В первую очередь требуется проверить наличие зависимостей между переменными внутри каждой кросс-секции данных. Для этого может использоваться CD-статистика, предложенная в [Pesaran, 2004]:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij},$$

где N — число стран в выборке, T — число периодов, $\hat{\rho}_{ij}$ — коэффициент корреляции между остатками регрессий исследуемой переменной на свой лаг для стран i и j . Статистика имеет стандартное нормальное распределение при выполнении нулевой гипотезы об отсутствии кросс-секционной зависимости.

Результаты вычисления CD-статистик для переменных $\ln(X)$, $\ln(M)$, $\ln(REER)$, $\ln(Z)$, $\ln(DD)$ приведены в табл. 3. Во всех случаях гипотеза об отсутствии зависимостей внутри кросс-секций отвергается на уровне значимости 1%.

Т а б л и ц а 3

Результаты вычисления CD-статистик

	$\ln(X)$	$\ln(M)$	$\ln(REER)$	$\ln(Z)$	$\ln(DD)$
CD	56,7	62,6	39,0	43,6	44,8
p-значение	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Далее необходимо провести тестирование на единичный корень. Для рассматриваемого случая $N > T$ оптимальным является использование теста, предложенного в работе [Im et al., 2003] (далее IPS) и основанного на оценке индивидуальных страновых статистик типа Дики — Фуллера с их последующим усреднением. Результаты тестов приведены в табл. 4 (нулевая гипотеза — наличие единичного корня); они указывают на то, что переменные $\ln(X)$, $\ln(M)$, $\ln(REER)$, $\ln(Z)$, $\ln(DD)$, $\ln(REER) \times GVC_B$, $\ln(REER) \times NFA_RAT$ имеют первый порядок интеграции и, соответственно, возможно проведение тестов на коинтеграцию. Для случая $N > T$ и $T \ll 100$, как показано в исследовании [Orsal, 2007], наибольшей мощностью обладают аналогичные тесту Дики — Фуллера тесты, предложенные в работе [Pedroni, 2004]. Нулевой гипотезой тестов является отсутствие коинтеграции; рассматриваются две альтернативные гипотезы: авторегрессионный коэффициент для остатков регрессии в уровнях одинаков для всех стран и меньше 1 (панельный ADF); либо все авторегрессионные коэффициенты индивидуальны и меньше 1 (групповой ADF). В случае положительного результата тестов оценка функций экспорта и импорта

Т а б л и ц а 4

Результаты вычисления IPS-статистик

	$\ln(X)$	$\ln(M)$	$\ln(REER)$	$\ln(Z)$	$\ln(DD)$	$\ln(REER) \times GVC_B$	$\ln(REER) \times NFA_RAT$
IPS	1,042	1,553	-1,186	5,351	3,019	1,824	2,053
p-значение	0,851	0,940	0,118	1,000	0,999	0,966	0,980
	$d(\ln(X))$	$d(\ln(M))$	$d(\ln(REER))$	$d(\ln(Z))$	$d(\ln(DD))$	$d(\ln(REER) \times GVC_B)$	$d(\ln(REER) \times NFA_RAT)$
IPS	-33,43	-46,95	-47,58	-19,33	-30,93	-34,75	-34,75
p-значение	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Т а б л и ц а 5

Результаты оценки функции экспорта товаров и услуг

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln(Z)$	2,60*** (0,09)	2,35*** (0,09)	2,47*** (0,09)	2,63*** (0,04)
$\ln(REER)$	-0,309*** (0,046)	-0,340*** (0,043)	-0,339*** (0,040)	-0,281*** (0,037)
$\ln(REER) \times GVC_B$		0,000978*** (0,000306)	0,000826*** (0,000298)	
$\ln(REER) \times NFA_RAT$				0,000697** (0,000286)
$\ln(REER) \times NFA_RAT$			-0,000113** (0,000044)	-0,000119** (0,000056)
Панельный ADF, тест-статистика	-2,189	-1,682	-2,482	-2,420
p-значение	0,014	0,046	0,007	0,008
Групповой ADF, тест-статистика	-1,730	-1,648	-1,963	-2,146
p-значение	0,042	0,050	0,025	0,016

***, **, * — значимость коэффициента на 1-, 5- и 10-процентном уровне соответственно.

Примечания:

1. Зависимая переменная: $\ln(X)$ (столбцы (1)–(3)); $\ln(X - X_{\text{нефтегаз}})$ (столбец 4).
2. Оценка методом полностью модифицированного МНК (с процедурой группового усреднения, с тем чтобы результат представлял собой состоятельную оценку среднего по выборке коинтеграционного вектора); все регрессии включают константу и линейный тренд.
3. В скобках указаны стандартные ошибки с поправкой на гетероскедастичность.

проводится в уровнях методом полностью модифицированного метода наименьших квадратов (МНК). В случае негативного результата тестов оценка проводится для соответствующих уравнений в разностях.

Идентификация эпизодов резкого ослабления курса национальной валюты проводится в целом аналогично тому, как сделано в работе [World Economic Outlook..., 2015], с той лишь разницей, что используются 90-е перцентили распределения изменения реального эффективного курса, а не номинального курса по отношению к доллару. Соответственно, для стран с формирующимися рынками ослабление считается «резким», если оно превышает 10,1 п.п. по сравнению с предыдущим годом и 5,8 п.п. — по сравнению с темпом предыдущего года; для развитых стран эти показатели составляют 5,4 п.п. и 3,4 п.п. Оценки динамики экспорта и импортозамещения после эпизодов ослабления, также в соответствии с [World Economic Outlook..., 2015], проводятся в рамках панельной авторегрессионной модели с распределенными лагами и фиксированными эффектами вида

$$y_{it} = \alpha + \mu_i + \kappa_t + \sum_{j=1}^p \beta_j y_{it-j} + \sum_{k=0}^q \tilde{\beta}_k S_{t-k} + X_{it}\gamma + v_{it}, \quad (2)$$

где y_{it} — изменение логарифма экспорта или внутренних поставок либо доли последних во внутреннем спросе, S — фиктивная переменная, принимающая значение 1 для эпизода резкого ослабления курса, X_{it} — вектор прочих контрольных переменных (включающий, например, для экспорта изменение внешнего спроса).

3. Результаты оценок: функции экспорта и импорта

Экспорт товаров и услуг

Тесты на панельную коинтеграцию указывают на наличие коинтеграционного соотношения между логарифмами физических объемов экспорта товаров и услуг, реального курса и ВВП торговых партнеров (столбец 1 табл. 5). Как видно из этих результатов, при прочих равных условиях снижение реального курса на 10% ассоциируется с увеличением физических объемов экспорта на 3,4%, а увеличение ВВП торговых партнеров на 1% — с расширением экспорта на 2,7%.

При добавлении в уравнение (столбец 2 табл. 5) переменной обратных торговых связей GVC_B , умноженной на реальный эффективный курс, получается, что увеличение доли импортных комплектующих в экспорте страны на 10 п.п. ассоциируется со снижением эластичности по абсолютной величине на 1,0 п.п. Отметим, что это существенно меньше оценок, полученных в работе [Ahmed et al., 2015], где соответствующий результат для анализа на годовых данных составляет 7,0 п.п. Однако, во-первых, последний результат относится только к экспорту продукции

обрабатывающей промышленности, для которой обратные торговые связи особенно важны, а во-вторых, он статистически незначим.

Как отмечалось выше, можно предположить, что влияние на эластичность оказывает также величина чистой внешней позиции. Результаты соответствующей оценки приведены в столбце 3 табл. 5. Из них следует, что положительная чистая внешняя позиция действительно ассоциируется с более высоким потенциалом роста экспорта на фоне ослабления реального курса, но масштаб подобного выигрыша незначителен: улучшение чистой внешней позиции на 10 п.п. ВВП ассоциируется с увеличением эластичности по реальному курсу по абсолютной величине лишь на 0,1 п.п.

Отметим, что при применении российских показателей GVC_B (13,7) и NFA_RAT (25,9) к результатам столбца 3 табл. 5 значение эластичности оказывается равным 0,330, что существенно выше, чем национальные оценки из работ [Ivanova, 2007] (0,08–0,12) и [Гурвич, Прилепский, 2013] (0,16). Вероятнее всего, это связано с высокой долей неэластичного по реальному курсу экспорта углеводородов в российском случае. Для учета этого фактора была дополнительно проведена регрессия для физических объемов ненефтегазового⁷ экспорта; при этом доля зарубежной добавленной стоимости в ненефтегазовом экспорте оценивалась по остаточному принципу исходя из данных по этому показателю в продукции горнодобывающей промышленности, содержащихся в базе TiVA, GVC_B_M , по формуле

$$GVC_B_{\text{ненефтегаз}} = (GVC_B - GVC_B_M \times X^{\text{ном}}_{\text{нефтегаз}} / X^{\text{ном}}) / (1 - X^{\text{ном}}_{\text{нефтегаз}} / X^{\text{ном}}).$$

Результаты оценки приведены в столбце 4 табл. 5. Рассчитанное на их основе значение эластичности российского ненефтегазового экспорта составляет 0,266; оно статистически незначимо отличается от соответствующего значения, полученного в работе [Гурвич, Прилепский, 2013] (0,394), а также от значения, вытекающего из оценок эластичности ненефтегазового экспорта по экспортным ценам и от экспортных цен по реальному курсу, полученных в работе [Gianella, Chanteloup, 2006] (0,303).

Можно заключить, что с точки зрения значения параметра NFA_RAT российская экономика находится в достаточно благоприятных условиях для наращивания экспорта на фоне ослабления реального курса. Действительно, для России $NFA_RAT=25,9$ против медианного по выборке значения $-9,9$ (см. табл. 8), что соответствует «выигрышу» в эластичности в 0,004 и увеличению темпов роста физических объемов экспорта товаров и услуг в 2015 году на 0,1 п.п.

⁷ Рассчитывается на основе данных Всемирного банка по физическому объему экспорта товаров и услуг в целом (база данных World Development Indicators) и данных ОПЕК по физическим объемам экспорта энергоносителей (http://www.opec.org/opec_web/en/publications/202.htm).

Интерпретация с точки зрения параметра GVC_B для России менее однозначна. Его значение составляет 13,7 против медианного по выборке значения 26,5 (см. табл. 8), что, исходя из приведенных в столбцах 2, 3 табл. 5 результатов, должно было бы указывать на сравнительно более высокую абсолютную величину эластичности экспорта по курсу и тем самым потенциально более значительный выигрыш от ослабления. Однако оценка $GVC_B_{\text{неленетегаз}}$ для России даже несколько выше медианы для этого показателя (28,4 против 27,7), то есть вряд ли можно говорить об «отсталости» российских экспортеров неленетегазовой продукции в том, что касается встроенности в мировые цепочки добавленной стоимости, и, следовательно, о «преимущество отсталости» в смысле возможности более существенного расширения экспорта в ответ на ослабление курса.

В соответствии с оцененной функцией модельные показатели темпов роста неленетегазового экспорта в постоянных ценах (при фактической динамике реального курса и ВВП торговых партнеров) составляют 9,4% в 2014-м, 11,5 в 2015-м и 6,2% в 2016 году, что выше фактической динамики соответственно на 5,0 п.п., 11,5 и 2,3 п.п. Отсутствие тренда не позволяет сделать надежного вывода об эффективности политики поддержки экспорта — на рассматриваемом агрегированном уровне пока можно лишь констатировать, что стимулирующий потенциал ослабления используется не полностью.

Импорт товаров и услуг

Тест на панельную коинтеграцию указывает на отсутствие коинтеграционного соотношения между логарифмами импорта товаров и услуг, реального курса и внутреннего спроса (панельный ADF: тест-статистика $-1,439$, p -значение $0,075$; групповой ADF: тест-статистика $-0,978$, p -значение $0,164$); соответственно, оценка функции импорта проводится в разностях методом наименьших квадратов с полным набором фиксированных страновых и временных эффектов (столбец 1 табл. 6). Как показывают результаты оценки, при прочих равных условиях снижение реального курса на 10% ассоциируется со снижением физических объемов импорта на 1,8%, а расширение внутреннего спроса на 1 п.п. — с увеличением импорта на 1,2%.

Как показывают дальнейшие расчеты (столбец 2 табл. 6), эластичность импорта по реальному курсу демонстрирует значительную вариацию в зависимости от доли импортных компонент в экспорте среди стран выборки: увеличение этой доли на 10 п.п. ассоциируется с уменьшением эластичности на 15 п.п. Для сравнения: в работе [World Economic Outlook..., 2015] соответствующий показатель составляет 27 п.п., но зависимой переменной в ней является не полный объем импорта, а его зарубежная валовая добавленная стоимость;

в работе [Cheng et al., 2016] он составляет 3 п.п., но там оценка получена на основе регрессии в уровнях (что, повторимся, для нашего массива данных представляется неправомерным).

В отличие от экспорта коэффициент влияния чистой внешней позиции на эластичность импорта по реальному курсу оказывается незначимым (столбец 3 табл. 6), то есть гипотеза о том, что меньшая финансовая уязвимость к ослаблению курса стимулирует импортозамещение, не находит эмпирического подтверждения. При включении в регрессию произведения изменения реального курса и средневзвешенного импортного тарифа соответствующий коэффициент также оказывается незначимым (столбец 4 табл. 6).

Т а б л и ц а 6

Результаты оценки функции импорта товаров и услуг

	(1)	(2)	(3)	(4)
$d(\ln(DD))$	1,23*** (0,04)	1,23*** (0,04)	1,22*** (0,04)	1,22*** (0,04)
$d(\ln(REER))$	0,181*** (0,027)	0,478*** (0,055)	0,481*** (0,055)	0,484*** (0,055)
$d(\ln(REER)) \times$ $\times GVC_B$		-0,015*** (0,002)	-0,015*** (0,003)	-0,015*** (0,003)
$d(\ln(REER)) \times$ $\times NFA_RAT$			-0,00013 (0,00028)	-0,00010 (0,00028)
$d(\ln(REER)) \times T$				$8,54 \cdot 10^{-5} (1,06 \cdot 10^{-4})$

***, **, * — значимость коэффициента на 1-, 5- и 10-процентном уровне соответственно.

Примечания:

1. Зависимая переменная: $d(\ln(M))$.
2. Оценка методом МНК с фиксированными страновыми и временными эффектами; все регрессии включают константу.
3. В скобках указаны стандартные ошибки с поправкой на гетероскедастичность.

Отметим, что полученная на межстрановых данных оценка эластичности импорта по реальному курсу для России ($0,478 - 0,015 \times 13,7 = 0,272$) ниже, чем национальные оценки, полученные в работах [Ivanova, 2007] (0,460) и [Гурвич, Прилепский, 2013] (0,544), однако это различие статистически незначимо. На основании значения параметра GVC_B можно заключить, что сокращение импорта в российской экономике при ослаблении реального курса должно быть больше, чем в среднем по выборке: отклонение в 12,8 п.п. от медианного соотношению «выигрышу» в эластичности в 0,192 и увеличению темпов снижения импорта товаров и услуг в 2015 году на 3,2 п.п.

В соответствии с оцененной функцией модельные показатели темпов спада импорта в постоянных ценах (при фактической динамике реального курса и внутреннего спроса) составляют 3,6% в 2014-м, 16,5 в 2015-м и 3,0% в 2016 году; фактически же они были выше на 4,0 п.п., 9,0 и 1,2 п.п. соответственно (что, вероятно, связано в том числе с действием санкций и контрсанкций). Сопоставление с анало-

гичными показателями для ненефтегазового экспорта демонстрирует, что если в 2014–2015 годах вклад дополнительного по сравнению с модельным чистого экспорта в прирост ВВП составлял 0,3 п.п. ежегодно, то в 2016 году он сократился до нуля.

4. Результаты оценок: динамика экспорта и импортозамещения после эпизодов резкого ослабления курса

Экспорт товаров и услуг

Оценка отклика экспорта на резкое ослабление курса была проведена на основе формулы (2); при этом, помимо фиктивной переменной ослабления курса, лагированных значений экспорта и динамики внешнего спроса, рассматривалось влияние ряда институциональных переменных (табл. 7; в графической форме динамика показана на рис. 2) путем включения в регрессию вида (2) их произведений с фиктивной переменной и ее лагами.

Т а б л и ц а 7

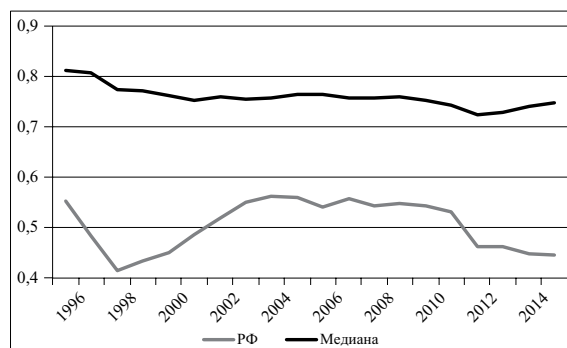
Институциональные переменные, используемые в анализе отклика экспорта и импортозамещения

Переменная	Описание	Источник
<i>ICRG</i>	Индекс общего качества институциональной среды (среднее шести индикаторов: демократическая подотчетность; политическая стабильность и безопасность; качество работы бюрократии; риски для инвестирования; соблюдение принципа верховенства закона; уровень коррупции)	The PRS Group ^a
<i>WGI_REG</i>	Индекс качества регулирования (компоненты: издержки на соблюдение мер регулирования; издержки входа на рынок; предсказуемость налоговой системы; защита конкуренции; доля администрируемых цен; открытость для иностранных инвестиций)	Всемирный банк, база <i>Worldwide Government Indicators</i> ^b
<i>DTF</i>	Индекс расстояния до лучших практик международной торговли (среднее соответствующих подиндексов по временным и финансовым издержкам подготовки документов и прохождения пограничных и таможенных формальностей для экспорта и импорта)	Всемирный банк, <i>Doing Business</i> ^c
<i>X_COST</i>	Затраты на экспорт стандартного контейнера (долл.)	Всемирный банк, <i>Doing Business</i>
<i>X_TIME</i>	Временные затраты на экспорт стандартного контейнера (дней)	Всемирный банк, <i>Doing Business</i>
<i>M_COST</i>	Затраты на импорт стандартного контейнера (долл.)	Всемирный банк, <i>Doing Business</i>
<i>M_TIME</i>	Временные затраты на импорт стандартного контейнера (дней)	Всемирный банк, <i>Doing Business</i>

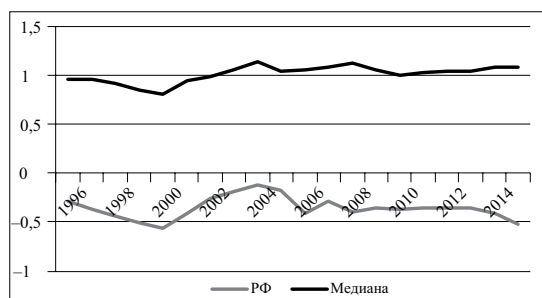
^a См.: The Political Risk Services Group (<https://www.prsgroup.com/about-us/our-two-methodologies/icrg>).

^b См.: <http://info.worldbank.org/governance/wgi/index.aspx#home>.

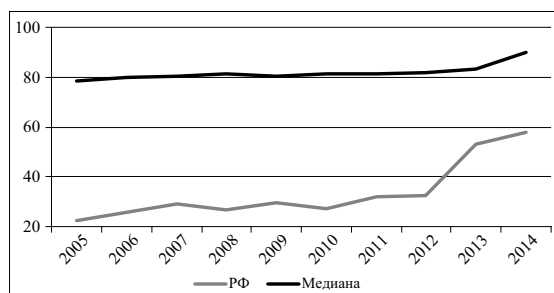
^c См.: <http://www.doingbusiness.org/data>.



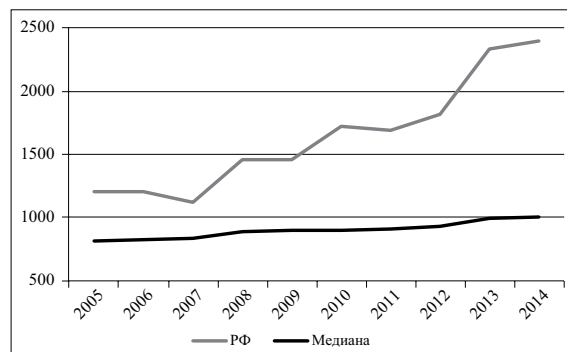
а) Переменная *ICRG* — индекс общего качества институциональной среды



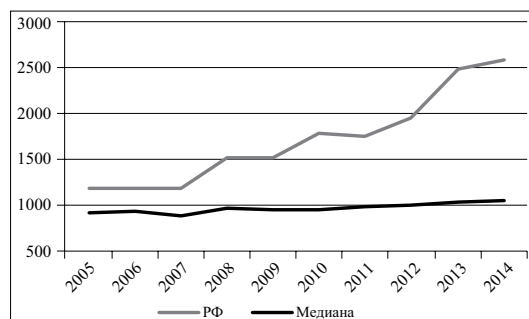
б) Переменная *WGI_REG* — индекс качества регулирования



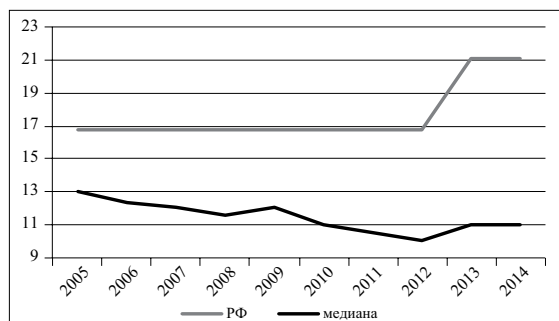
в) Переменная *DTF* — индекс расстояния до лучших практик международной торговли



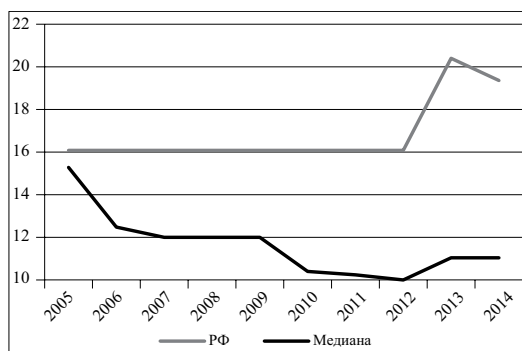
г) Переменная *X_COST* — затраты на экспорт стандартного контейнера (долл.)



д) Переменная M_COST — затраты на импорт стандартного контейнера (долл.)



е) Переменная X_TIME — временные затраты на экспорт стандартного контейнера (дней)



ж) Переменная M_TIME — временные затраты на импорт стандартного контейнера (дней)

Рис. 2. Динамика институциональных переменных для РФ и медиана по странам мира

Как отмечается в работе [Berthou, 2008], влияние институциональных переменных на динамику экспорта связано с тем, что они коррелируют с издержками фирм, связанными с выходом на экс-

портные рынки. Для индикаторов *DTF*, *X_COST*, *X_TIME* подобная корреляция носит явный характер; для индикатора *ICRG* она может быть связана, например, с рисками инвестирования в новые экспортно ориентированные проекты в условиях слабости защиты прав собственности, а для индикатора *WGI_REG* — с тем, что привлечение иностранных инвестиций в подобные проекты может искусственно ограничиваться.

Анализ регрессии (2) до включения институциональных переменных показывает, что лагированное изменение экспорта оказывается незначимым; фиктивная переменная ослабления курса оказывается значимой для текущего и первого последующего года (столбец 1 табл. 9); дополнительный прирост экспорта в течение этих двух лет составляет в среднем 2,9 п.п. Как и в работе [World Economic Outlook..., 2015], было проведен отдельный анализ для выборки, включающей лишь те эпизоды ослабления курса, которые не ассоциировались с финансовыми кризисами (столбец 2 табл. 9) — в этом случае выигрыш в экспорте увеличился до 3,4 п.п., однако разница с результатами, полученными для полной выборки, оказалась статистически незначимой.

Включение в модель институциональных переменных приводит к следующим результатам:

- общий индекс качества институциональной среды *ICRG* (изменяется в диапазоне от 0 до 1) оказывает значимое влияние (столбец 3 табл. 9): при прочих равных условиях его увеличение на одно стандартное отклонение (0,17) ассоциируется с повышением экспорта дополнительно на 2,4 п.п. на следующий год после резкого ослабления курса;
- индекс качества регулирования *WGI_REG* (изменяется в диапазоне от –2,5 до 2,5) оказывается значимым только на уровне 10% (столбец 4 табл. 9); его увеличение на одно стандартное отклонение (0,97) ассоциируется с повышением экспорта дополнительно на 1,7 п.п. на следующий год после резкого ослабления курса;
- среди индексов Всемирного банка из подраздела «Международная торговля» рейтинга *Doing Business* — временных и финансовых издержек экспорта, а также общего расстояния до передовых практик в области международной торговли — значимым на уровне 10% оказывается лишь индикатор *X_TIME*: (столбцы 5–7 табл. 9).

Полученные результаты, а именно тот факт, что произведение отдельных индикаторов с фиктивной переменной ослабления курса оказывается значимым не в год ослабления курса, а в последующий год, могут быть проинтерпретированы следующим образом: краткосрочный импульс в виде роста экспорта от ослабления

Т а б л и ц а 8

Сравнение значений индикаторов для РФ и показателей их выборочного распределения

	<i>GVC_B</i>	<i>NFA_RAT</i>	<i>T</i>	<i>ICRG</i>	<i>WGI_REG</i>	<i>DTF</i>	<i>X_COST</i>	<i>X_TIME</i>	<i>M_COST</i>	<i>M_TIME</i>
Минимум	3,3	-204,2	0,07	0,443	-0,957	49,6	460	6	440	4
Медиана	26,5	-9,9	1,38	0,742	1,061	89,3	1005	11	1050	11
Максимум	59,0	316,6	9,08	0,940	2,263	100,0	2401	22	2595	30
Россия	13,7	26,0	6,21	0,443	-0,522	58,0	2401	21	2595	27

Т а б л и ц а 9

Результаты оценки отклика экспорта товаров и услуг на резкое ослабление реального курса

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>S</i>	0,012* (0,006)	0,018** (0,007)	0,012 (0,008)	0,011 (0,008)	0,0006 (0,0109)	-0,009 (0,014)	-0,010 (0,014)
<i>S</i> (-1)	0,017* (0,009)	0,016* (0,010)	-0,081** (0,034)	0,008 (0,011)	-0,026 (0,101)	0,048 (0,042)	0,123** (0,052)
<i>S</i> (-1) × <i>ICRG</i>			0,144*** (0,047)				
<i>S</i> (-1) × <i>WGI_REG</i>			0,018* (0,011)				
<i>S</i> (-1) × <i>DTF</i>					0,0010 (0,0014)		
<i>S</i> (-1) × <i>X_COST</i>						7,74*10 ⁻⁶ (3,55*10 ⁻⁵)	
<i>S</i> (-1) × <i>X_TIME</i>							-0,0057* (0,0033)
<i>d</i> (ln(<i>X</i> (-1)))	0,026 (0,044)	0,030 (0,045)	0,061** (0,030)	0,010 (0,030)	-0,108 (0,116)	-0,146 (0,109)	-0,141 (0,109)
<i>d</i> (ln(<i>Z</i>)))	1,61*** (0,37)	1,50*** (0,36)	1,54*** (0,27)	1,55*** (0,27)	1,87*** (0,30)	1,77*** (0,35)	1,81*** (0,36)

***, **, * — значимость коэффициента на 1-, 5- и 10- процентном уровне соответственно.

Примечания:

1. Зависимая переменная: $d(\ln(X))$.
2. Оценка методом МНК с фиксированными страновыми и временными эффектами; все регрессии включают константу.
3. В скобках указаны стандартные ошибки с поправкой на гетероскедастичность.

курса получают все страны, но его поддержание в среднесрочной перспективе зависит от качества институциональной среды. Применительно к российской ситуации регрессионные оценки дают основания предположить, что одного только достигнутого в последние годы значительного прогресса в области упрощения таможенных формальностей (сокращения числа документов и времени их подготовки, резкого увеличения скорости прохождения таможенных процедур) может оказаться недостаточно для полного использования выигрыша от ослабления рубля с точки зрения экспорта: требуются более глубокие реформы по повышению эффективности регулирования и улучшению качества административной среды в целом. В частности, индекс *ICRG* помимо качества регулирования включает также уровень коррупции, степень подотчетности правительства и т. д. Пока же по этому индексу Россия занимает последнее место среди стран G20 (0,44); медианное значение составляет 0,69, причем доведение *ICRG* до данного уровня соответствовало бы выигрышу в экспорте в 3,6 п.п. По индексу качества регулирования среди стран G20 Россия опережает лишь Аргентину; доведение индекса *WGI_REG* до медианного значения 0,57 (против текущего значения 0,52) соответствовало бы выигрышу в экспорте в 2,0 п.п.

Импортозамещение

Оценка базовой модели (в соответствии с уравнением (2)) для доли внутреннего производства во внутреннем спросе показывает, что статистически значимым оказывается лишь текущее значение фиктивной переменной ослабления курса; лагированное значение зависимой переменной статистически незначимо. В среднем эпизод резкого ослабления курса ассоциируется со снижением зависимой переменной на 3,0 п.п. (при этом среднее значение ослабления реального эффективного курса составляет 15,6 п.п.). При рассмотрении только эпизодов ослабления курса, не сопровождавшихся финансовыми кризисами, соответствующий показатель составляет 2,5 п.п. Напомним, что для России сокращение доли внутреннего производства во внутреннем спросе в 2015 году составило 0,1 п.п., то есть с точки зрения слабого признака импортозамещение в 2015 году можно признать достаточно успешным.

Результаты оценки базовой модели (в соответствии с уравнением (2)) для динамики физических объемов поставок национальной продукции на внутренний рынок приведены в столбце 1 табл. 10. Значимым оказывается лишь текущее значение фиктивной переменной ослабления курса. В то же время значимым оказывается и лагированное значение зависимой переменной. В среднем эпизод

резкого ослабления курса ассоциируется со снижением зависимой переменной на 5,4 п.п. в текущем году и на 7,3 п.п. — на пятилетнем горизонте. При рассмотрении только эпизодов ослабления курса, не сопровождавшихся финансовыми кризисами (столбец 2 табл. 10), соответствующие показатели составляют 4,0 п.п. и 5,8 п.п. Сопоставление с фактическими данными показывает, что в 2015 году их расхождение с модельным показателем составило от –1,4 п.п. (при рассмотрении выборки без финансовых кризисов) до 0,0 п.п. (при рассмотрении всей выборки); в 2016 году — от –0,1 п.п. до 0,0 п.п. соответственно. Это означает, что с точки зрения сильного признака импортозамещения вряд ли можно говорить о его высокой успешности.

Институциональные переменные (*ICRG* и *WGI_REG*) потенциально могут влиять на степень выраженности сильного признака импортозамещения по каналу издержек производства продукции высокой степени переработки (значимость подобного канала эмпирически продемонстрирована в исследовании [Berkowitz et al., 2006]). Влияние индикаторов качества внешнеторговой среды априори не очевидно: с одной стороны, их более низкое значение ассоциируется с нетарифными барьерами для импорта, с другой — может коррелировать с низким качеством институциональной среды в целом. На практике включение в регрессию произведений фиктивной переменной на институциональные переменные приводит к следующим результатам (столбцы 3–7 табл. 10):

- индекс *ICRG* оказывает значимое влияние на динамику зависимой переменной: его увеличение на одно стандартное отклонение ассоциируется с улучшением динамики зависимой переменной на 3,5 п.п. в первый год ослабления курса и на 4,8 п.п. — на пятилетнем горизонте;
- индекс качества регулирования также является значимым: его увеличение на одно стандартное отклонение ассоциируется с улучшением динамики зависимой переменной на 4,6 п.п. в первый год ослабления курса и на 6,3 п.п. — на пятилетнем горизонте;
- индикаторы качества внешнеторговой среды оказываются незначимыми.

Полученные оценки указывают на важность улучшения институциональной среды для успешного решения задачи импортозамещения в текущих российских условиях. В частности, доведение индекса *ICRG* до медианного по G20 значения соответствовало бы повышению внутреннего спроса, удовлетворяемого за счет внутреннего производства, на 6,0 п.п. на пятилетнем горизонте; для индекса *WGI_REG* соответствующая оценка составляет 6,7 п.п.

Т а б л и ц а 10

Отклик внутреннего спроса, удовлетворяемого за счет внутреннего производства, на резкое ослабление реального курса

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
S	-0,056*** (0,017)	-0,041** (0,020)	-0,206*** (0,073)	-0,089*** (0,024)	-0,042 (0,263)	0,023 (0,128)	-0,010 (0,107)
$S \times ICRG$			0,216** (0,101)				
$S \times WGI_REG$				0,049** (0,024)			
$S \times DTF$					0,00059 (0,00338)		
$S \times M_COST$						-1,81* 10 ⁻⁵ (1,11*10 ⁻⁴)	
$S \times M_TIME$							0,0011 (0,0084)
$d(\ln(DD(-I)-M(-I)))$	0,266*** (0,036)	0,317*** (0,037)	0,275*** (0,036)	0,259*** (0,037)	0,316*** (0,057)	0,316*** (0,057)	0,316*** (0,057)

***, **, * — значимость коэффициента на 1-, 5- и 10-процентном уровне соответственно.

Примечания:

1. Зависимая переменная: $d(\ln(DD-M))$.
2. Оценка методом МНК с фиксированными страновыми и временными эффектами; все регрессии включают константу.
3. В скобках указаны стандартные ошибки с поправкой на гетероскедастичность.

Т а б л и ц а 11

Страны с максимальным приростом экспорта, доли отечественной продукции во внутреннем спросе и физических объемах ее поставок на внутренний рынок после резкого ослабления курса

Лидеры экспорта			Лидеры импортозамещения					
Страна	Год ослабления	$X(+5)/X(\%)$	Страна	Год ослабления	$dshare(+5)-dshare(п.п.)$	Страна	Год ослабления	$(DD(+5)-M(+5))/(DD-M)(\%)$
Ирландия	1993	224,7	Филиппины	2003	12,5	Болгария	1996	185,9
Китай	1990	216,6	Болгария	1996	10,4	Гонконг	2003	175,9
Румыния	1999	201,2	Швеция	2009	3,9	Китай	1990	173,2
Индия	1991	188,4	Китай	1994	3,2	Аргентина	2002	153,8
Испания	1993	173,7	Индонезия	1998	3,1	Турция	2001	140,2

5. Увеличение экспорта и импортозамещение после резкого ослабления курса: case studies

В табл. 11 приведены данные о приросте показателей X , $dshare = ((DD-M)/DD)_{\text{ном}}$ и $DD-M$ по странам-лидерам в течение пяти лет после резкого ослабления курса.

Относительно стран с максимальным приростом экспорта могут быть сделаны следующие комментарии:

- для Китая превалирующим, вероятно, был общий эффект быстрого встраивания в систему международного разделения труда. Действительно, например, в 1993–1998, 1998–2003 годах и в дальнейшем вплоть до 2003–2008 годов пятилетние темпы прироста экспорта были выше, чем после резкого ослабления юаня в 1990 году;
- для Ирландии и Испании ослабление национальных валют совпало по времени с запуском системы единого рынка ЕС, что резко снизило издержки экспортеров. Кроме того, для Ирландии важным фактором роста экспорта стали действия правительства по привлечению прямых иностранных инвестиций (по данным [Cassidy, O'Brien, 2005], на фирмы, принадлежащие иностранному капиталу, в 1990-х годах пришлось 63% прироста ирландского экспорта), а для Испании — масштабная приватизация, дополнительно повысившая конкурентоспособность производственного сектора (см.: [Cabeza, Gomez, 2007]);
- Индия в 1991 году пережила кризис платежного баланса и была вынуждена обратиться за финансовой поддержкой к МВФ, под давлением которого были проведены масштабные структурные реформы, такие как снятие ограничений на прямые иностранные инвестиции в большинство секторов экономики, отмена системы лицензирования промышленных предприятий, снижение импортных тарифов, общее сокращение административной нагрузки на бизнес.

Наиболее интересным с точки зрения возможных уроков для России представляется опыт Румынии как страны, наиболее близкой к ней по уровню экономического развития из числа включенных в табл. 11. В 1999 году Румыния столкнулась с кризисом платежного баланса на фоне пика выплат по внешним долгам и сложностями с их рефинансированием в условиях в целом низкой склонности инвесторов к вложениям в страны с формирующимися рынками. Поэтому правительству пришлось воспользоваться помощью МВФ. Снижение реального эффективного курса в 1999 году составило 14,5%, и в дальнейшем он не восстановился до уровня 1998 года вплоть до конца рас-

смаатриваемого периода (1999–2004). Средние темпы роста экспорта в 2000–2004 годах составили 15,0%, чему способствовали следующие факторы:

- в 1999 году существенно снизилась доля зарплаты в ВВП — до 38,7% против 42,5% в предыдущем году (по данным МОТ); это способствовало повышению доли прибыли в ВВП и стимулировало инвестиции в новые экспортные мощности. Хотя к 2004 году доля зарплаты в ВВП восстановилась до 41,2%, данная динамика была скомпенсирована для бизнеса снижением налогов на фонд оплаты труда, так что затраты на труд на единицу продукции в 2000–2004 годах имели тенденцию к снижению [Romania: Article IV., 2004];
- масштабная приватизация (за 1999–2004 годы соответствующий индикатор ЕБРР для Румынии увеличился с 2,7 до 3,7, в то время как, например, для России он в этот период оставался на уровне 3,3, а к настоящему моменту снизился до 3,0⁸) способствовала росту конкурентоспособности и привлечению прямых иностранных инвестиций;
- на фоне запуска процесса переговоров о вступлении в ЕС правительство приняло ряд мер по совершенствованию регулирования, в частности в сфере труда; на этом фоне индекс *WGI_REG* увеличился с 0,06 в 1999-м до 0,17 в 2004 году. Индекс *ICRG* на протяжении всего периода с 1999-го по 2004 год колебался около достаточно высокого уровня 0,62.

Отметим, что быстрый рост экспорта в 1999–2004 годах не может быть объяснен с позиций предшествующего трансформационного спада: во-первых, уже в 1998 году экспорт был почти вдвое выше уровня 1991 года, а во-вторых, Румыния изначально была более тесно интегрирована в мировые рынки по сравнению со многими другими постсоциалистическими странами: например, первое соглашение о снижении таможенных тарифов с западноевропейскими странами было заключено там еще в 1974 году.

Что касается динамики показателя *dshare*, то среди лидеров прироста оказались: Болгария (рост начался после окончания трансформационного спада); Швеция в период после кризиса 2008–2009 годов (что эксперты ОЭСР [OECD Economic Surveys., 2015] связывают с бумом на рынке недвижимости на фоне рекордно мягкой денежно-кредитной политики); Индонезия после азиатского кризиса 1997–1999 годов (что ряд исследователей, в частности

⁸ См.: <http://www.ebrd.com/what-we-do/economic-research-and-data/data/forecasts-macro-data-transition-indicators.html>.

[Soesastro, Basri, 2005], связывают с ослаблением эффектов стимулирующего импорт рентоориентированного поведения после падения диктатуры Сухарто в 1998 году), а также Китай в 1994–1999 годах (значительную роль в данном случае сыграло принятие китайскими властями мер бюджетного стимулирования в период азиатского кризиса). Наибольшее увеличение показателя *dshare* имело место для Филиппин в 2003–2008 годах (с 49,1 до 61,6%), чему способствовали следующие факторы:

- достижение политической стабильности после попытки военного переворота в 2003 году;
- успешная бюджетная консолидация способствовала улучшению показателей бизнес-уверенности и росту притока иностранных инвестиций (баланс расширенного бюджета улучшился с –3,6% ВВП в 2003-м до 0,0% ВВП в 2008 году);
- реализация программы приватизации, в том числе в неторгуемом секторе (электросетевые компании), и привлечение иностранных инвесторов.

В отношении стран — лидеров прироста показателя *DD-M* наиболее интересным для России представляется опыт Турции (в Болгарии этот прирост имел место после трансформационного спада; в Китае наблюдался и в другие годы, не привязанные к моменту ослабления национальной валюты; в Аргентине проявился после крайне болезненной четырехлетней рецессии; ситуация Гонконга как малой открытой экономики — финансового центра также имеет мало общего с российской). В 2001 году в Турции произошел кризис платежного баланса, спровоцированный банкротством ряда банков и зависимостью от притока иностранного капитала: реальный курс лиры снизился на 20,2%. В дальнейшем курс демонстрировал восстановительную динамику и к концу рассматриваемого периода, в 2006 году, на 14,3% превысил докризисный уровень. Средние темпы роста величины *DD-M* в 2002–2006 годах составляли 7,0%, чему способствовали следующие факторы:

- достижение политической стабильности (формирование первого за длительный период однопартийного правительства после парламентских выборов 2002 года);
- бюджетная консолидация (сокращение дефицита с 5% ВВП в 2001 году до 0% ВВП в 2006 году) способствовала снижению неопределенности, повышению доверия инвесторов к проводимой политике и уменьшению инфляционных ожиданий, что стимулировало инвестиции (которые выросли соответственно с 15,1 до 22,1% ВВП);

- резкое увеличение притока прямых иностранных инвестиций за рассматриваемый период — с 0,4 до 3,5% ВВП — на фоне принятия мер по улучшению инвестиционного климата (приватизация, затронувшая в том числе крупные и прибыльные предприятия; снижение налога на прибыль с одновременным устранением льгот по нему; совершенствование налогового администрирования);
- улучшение институциональных индикаторов на фоне подготовки к переговорам о вступлении в ЕС и после их запуска в 2005 году: *ICRG* увеличился с 0,57 в 2001-м до 0,60 в 2006 году, а *WGI_REG* — соответственно с 0,23 до 0,30.

В целом из опыта разных стран можно извлечь следующие уроки.

1. Длительное поддержание выигрыша в прибыльности, связанного с ослаблением национальной валюты, играет важную роль в сохранении импульса для экспорта. В этой связи наметившаяся в последние месяцы в России тенденция опережающего уровня реальных зарплат по сравнению с выпуском вызывает некоторую настороженность. Властям следует избегать избыточного повышения регулируемых ими зарплат не только в текущих условиях, когда это достаточно приемлемо с политической точки зрения в контексте бюджетной консолидации, но и в перспективе.

2. Приватизация и повышение открытости для прямых инвестиций, традиционная рекомендация международных организаций (см., например: [Going for Growth..., 2015b]), способствуют ускоренному росту как экспорта, так и ориентированного на импортозамещение производства.

3. Важность наличия «якоря» для проведения способствующих росту институциональных реформ: в случае Румынии и Турции это перспектива вступления в ЕС; в российском случае это могла бы быть официально одобренная президентом страны широкая и подробная программа.

4. Поддержание макроэкономической стабильности должно оставаться основной задачей бюджетной и денежно-кредитной политики: пусть и сопряженное с болезненными мерами, оно в итоге оказывает положительное влияние на весь спектр производств (в отличие от предоставления индивидуальных предпочтений, ведущего к искажению условий конкуренции).

Заключение

Из результатов проведенного исследования могут быть сделаны следующие выводы.

1. Положительная чистая внешняя позиция РФ снизила уязвимость экономики к последствиям ослабления рубля для финансовой

системы и, соответственно, к резкому ухудшению условий финансирования для экспортеров.

2. Для физических объемов ненефтегазового экспорта (реагирующих, в отличие от нефтегазового экспорта, на курсовые колебания) доля импортных компонент близка к среднемировой, так что сложно утверждать, что структура экспорта РФ является благоприятной с точки зрения величины стимулирующего эффекта ослабления курса. Сопоставление фактической динамики ненефтегазового экспорта с модельной показывает, что и имеющийся стимулирующий эффект используется не полностью. С точки зрения динамики показателя чистого экспорта в 2014–2015 годах это с избытком компенсировалось тем, что темпы сжатия импорта существенно превосходили модельные; однако в 2016 году вклад дополнительного, по сравнению с модельным, чистого экспорта в прирост ВВП снизился до нуля.

3. С точки зрения слабого признака импортозамещения — изменения рыночной доли отечественных товаров во внутреннем спросе после резкого ослабления курса — российские показатели оказываются достаточно высокими в межстрановой перспективе. Вместе с тем по сильному признаку импортозамещения — динамике поставок отечественных товаров на внутренний рынок — наблюдаемые тенденции оказываются менее благоприятными.

4. Межстрановой анализ демонстрирует, что низкие показатели качества институциональной среды в РФ снижают вероятность поддержания импульса от ослабления курса для экспорта и импортозамещения в среднесрочной перспективе. Поэтому реализуемые правительством специфические меры по содействию несырьевому экспорту и импортозамещению при всей их важности должны дополняться постоянной работой над снижением инвестиционных рисков, повышением качества государственного управления и защитой конкуренции.

Приложение

Таблица 12

Список стран исследуемой выборки

Австралия	Гонконг	Камбоджа	Мальта	Сингапур	Франция
Австрия	Греция	Канада	Мексика	Словакия	Хорватия
Аргентина	Дания	Кипр	Нидерланды	Словения	Чехия
Бельгия	Израиль	Китай	Новая Зеландия	США	Чили
Болгария	Индия	Колумбия	Норвегия	Таиланд	Швейцария
Бразилия	Индонезия	Коста-Рика	Польша	Тайвань	Швеция
Великобритания	Ирландия	Латвия	Португалия	Тунис	Эстония
Венгрия	Исландия	Литва	Россия	Турция	ЮАР
Вьетнам	Испания	Люксембург	Румыния	Филиппины	Южная Корея
Германия	Италия	Малайзия	Саудовская Аравия	Финляндия	Япония

Литература

1. *Бланк А., Гурвич Е., Улюкаев А.* Обменный курс и конкурентоспособность отраслей российской экономики // Вопросы экономики. 2006. № 6. С. 4–24.
2. *Идрисов Г., Пономарев Ю., Синельников-Мурылев С.* Условия торговли и экономическое развитие современной России // Экономическая политика. 2015. № 3. С. 7–37.
3. *Гурвич Е., Прилепский И.* Как обеспечить внешнюю устойчивость российской экономики // Вопросы экономики. 2013. № 9. С. 4–39.
4. *Гурвич Е., Прилепский И.* Влияние финансовых санкций на российскую экономику // Вопросы экономики. 2016. № 1. С. 5–35.
5. *Кнобель А.* Оценка функции спроса на импорт в России // Прикладная эконометрика. 2011. № 4(24). С. 3–26.
6. *Кнобель А.* Риски бюджетной политики в странах, богатых природными ресурсами // Экономическая политика. 2013. № 5. С. 29–38.
7. *Мантуров Д., Никитин Г., Осьмаков В.* Планирование политики импортозамещения в российской промышленности: практика российского государственного управления // Вопросы экономики. 2016. № 9. С. 40–49.
8. *Цухло С.* Проблемы и успехи импортозамещения в российской промышленности // Журнал Новой экономической ассоциации. 2016. № 4. С. 147–153.
9. *Шагайда Н., Узун В.* Импортозамещение в сельском хозяйстве // Экономическое развитие России. 2016. № 3. С. 79–82.
10. *Ahmed S., Appendino M., Ruta M.* Global value chains and the exchange rate elasticity of exports. World Bank Policy Research Working Paper. 2015. No 7390.
11. *Berkowitz D., Moenius J., Pistor K.* Trade, law and product complexity // The Review of Economics and Statistics. 2006. Vol. 88. No 2. P. 363–373.
12. *Berthou A.* An investigation on the effect of real exchange rate movements on OECD bilateral exports. ECB Working Paper. 2008. No 920.
13. *Cabeza L., Gomez S.* The Spanish privatisation process: Implications on the performance of divested firms // International Review of Financial Analysis. 2007. Vol.16. No 4. P. 390–409.
14. *Cassidy M., O'Brien D.* Export performance and competitiveness of the Irish economy // Bank of Ireland Quarterly Bulletin. 2005. No 3. P. 75–95.
15. *Cheng K. C., Hong G. H., Seneviratne D., van Elkan R.* Rethinking the exchange rate impact on trade in a world with global value chains // International Economic Journal. 2016. Vol. 30. No 2. P. 204–216.
16. *Gianella C., Chanteloup C.* Assessing Russia's non-fuel trade elasticities: Does the Russian economy react "normally" to exchange rate movements? OECD Economics Department Working Paper. 2006. No 510.
17. *Going for growth: Russian Federation.* Paris: Organization for Economic Co-operation and Development, 2015.
18. *Houthakker H. S., Magee S. P.* Income and price elasticities in world trade // Review of Economic and Statistics. 1969. Vol. 51. No 2. P. 111–125.
19. *Im K. S., Pesaran M. H., Shin Y.* Testing for unit roots in heterogeneous panels // Journal of Economics. 2003. Vol. 115. P. 53–74.
20. *Imbs J., Mejean I.* Trade elasticities: A final report for the European Commission. European Commission Economic Paper. 2010. No 432.
21. *Ivanova N.* Estimation of the equilibrium real exchange rate in Russia: A trade balance approach. CEFIR/NES Working Paper. 2007. No 102.
22. *Nouira R., Plane P., Sekkat K.* Exchange rate undervaluation to foster manufactured exports: A deliberate strategy? University of Auvergne Working Paper. 2010. No 10.

23. *OECD Economic Surveys: Sweden*. Paris: Organization for Economic Co-operation and Development, 2015. March.
24. *Orsal D. D. K.* Comparison of panel cointegration tests. Humboldt Universitat Berlin Discussion Paper. 2007. No. SFB649/029.
25. *Pedroni P.* Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis // *Econometric Theory*. 2004. P. 597–625.
26. *Pesaran M. H.* General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Cambridge Working Paper in Economics. 2004. No 435.
27. *Romania: Article IV consultation and request for stand-by arrangement*. Washington, DC: International Monetary Fund, 2004.
28. *Soesastro H., Basri M. C.* The political economy of trade policy in Indonesia. CSIS Working Paper. 2005. No 092.
29. *Tokarick S.* A method for calculating export supply and import demand elasticities. IMF Working Paper. 2010. No 180.
30. *World Economic Outlook*. Washington, DC: International Monetary Fund, 2015. October.

Ekonomicheskaya Politika, 2017, vol. 12, no. 3, pp. 100-133

Ilya V. PRILEPSKIY, Cand. Sci. (Phys.-Math.), Economic Expert Group (5/4, Vetoshny per., Moscow, 109012, Russian Federation); Financial Research Institute (3 bldg., 2, Nastasyinsky per., Moscow, 127006, Russian Federation).
E-mail: iprilepskiy@eeg.ru

Factors of Exports Dynamics and Import Substitution after the Sharp Exchange Rate Depreciation

Abstract

The article deals with the problem of finding out factors promoting high export growth rates and successful import substitution after the sharp real exchange rate depreciation, which took place in Russia. The share of domestically-produced goods and services in domestic demand based on current prices, as well as the growth rate of the domestic demand covered by domestic production, are used as indicators for import substitution. Following the results of cross-country panel regressions, it is demonstrated that Russia's positive net foreign assets position is favourable for export growth after the depreciation. On the other hand, the share of imported components in Russian non-oil-and-gas exports is close to the world average, so it cannot be stated that Russia's export structure is favourable from the viewpoint of the magnitude of the depreciation's positive impact. The analysis of Russia's non-oil-and-gas exports dynamics measured in constant prices, shows that in recent years, the growth rates undershot the modeled ones. According to the net exports dynamics, in 2014–2015, this discrepancy was offset by the fact that the import contraction rates were significantly higher than the modeled ones. In 2016, however, the contribution of “additional” (as compared to the model) net exports fell to zero. The analysis also demonstrates that in the medium term, low quality of the institutional environment in Russia hinders maintaining momentum for exports and import substitution associated with the depreciation. Thus, despite the significance of the currently in-progress measures promoting non-commodity exports and import substitution, they should be complemented by constant efforts

aimed at reducing investment risks, enhancing quality of governance, and safeguarding competition.

Keywords: export support policy, import substitution, real exchange rate.

JEL: F14.

References

- Blank A., Gurvich E., Ulyukaev A. Obmennyy kurs i konkurentosposobnost' otraslei rossiiskoi ekonomiki [Exchange rate and competitiveness of Russia's industries]. *Voprosy ekonomiki*, 2006, no. 6, pp. 4-24.
- Idrisov G., Ponomarev Iu., Sinelnikov-Murylev S. Usloviia trgovli i ekonomicheskoe razvitie sovremennoi Rossii [Terms of trade and Russian economic development]. *Ekonomicheskaya politika* [Economic Policy], 2015, no. 3, pp. 7-37.
- Gurvich E., Prilepskiy I. Kak obespechit' vneshniuiu ustoichivost' rossiiskoi ekonomiki [How to secure external sustainability of the Russian economy]. *Voprosy ekonomiki*, 2013, no. 9, pp. 4-39.
- Gurvich E., Prilepskiy I. Vliianie finansovykh sanktsii na rossiiskuiu ekonomiku [The impact of financial sanctions on the Russian economy]. *Voprosy ekonomiki*, 2016, no. 1, pp. 5-35.
- Knobel A. Otsenka funktsii sprosa na import v Rossii [Estimation of import demand function in Russia]. *Prikladnaya ekonometrika* [Applied Econometrics], 2011, vol. 24, no. 4, pp. 3-26.
- Knobel A. Riski biudzhethnoi politiki v stranakh, bogatyykh prirodnymi resursami [The risks of fiscal policy in countries rich in natural resources]. *Ekonomicheskaya politika* [Economic Policy], 2013, no. 5, pp. 29-38.
- Manturov D., Nikitin G., Osmakov V. Planirovanie politiki importozameshcheniia v rossiiskoi promyshlennosti: praktika rossiiskogo gosudarstvennogo upravleniia [The Russian government approach to import substitution planning in industry]. *Voprosy ekonomiki*, 2016, no. 9, pp. 40-49.
- Tsukhlo S. Problemy i uspekhi importozameshcheniia v rossiiskoi promyshlennosti [Challenges and successes of import substitution in the Russian industry]. *Journal of the New Economic Association*, 2016, no. 4, pp. 147-153.
- Shagayda N., Uzun V. Importozameshchenie v sel'skom khoziaistve [Import substitution in agriculture]. *Ekonomicheskoe razvitie Rossii* [Russian Economic Developments], 2016, no. 3, pp. 79-82.
- Ahmed S., Appendino M., Ruta M. Global value chains and the exchange rate elasticity of exports. *World Bank Policy Research Working Paper*, 2015, no. 7390.
- Berkowitz D., Moenius J., Pistor K. Trade, law and product complexity. *The Review of Economics and Statistics*, 2006, vol. 88, no. 2, pp. 363-373.
- Berthou A. An investigation on the effect of real exchange rate movements on OECD bilateral exports. *ECB Working Paper*, 2008, no. 920.
- Cabeza L., Gomez S. The Spanish privatisation process: Implications on the performance of divested firms. *International Review of Financial Analysis*, 2007, vol. 16, no. 4, pp. 390-409.
- Cassidy M., O'Brien D. Export performance and competitiveness of the Irish economy. *Bank of Ireland Quarterly Bulletin*, 2005, no. 3, pp. 75-95.
- Cheng K. C., Hong G. H., Seneviratne D., van Elkan R. Rethinking the exchange rate impact on trade in a world with global value chains. *International Economic Journal*, 2016, vol. 30, no. 2, pp. 204-216.
- Gianella C., Chanteloup C. Assessing Russia's non-fuel trade elasticities: Does the Russian economy react "normally" to exchange rate movements? *OECD Economics Department Working Paper*, 2006, no. 510.

17. *Going for growth: Russian Federation*. Paris: Organization for Economic Co-operation and Development, 2015.
18. Houthakker H. S., Magee S. P. Income and price elasticities in world trade. *Review of Economic and Statistics*, 1969, vol. 51, no. 2, pp. 111-125.
19. Im K. S., Pesaran M. H., Shin Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Economics*, 2003, vol. 115, pp. 53-74.
20. Imbs J., Mejean I. Trade elasticities: A final report for the European Commission. *European Commission Economic Paper*, 2010, no. 432.
21. Ivanova N. Estimation of the equilibrium real exchange rate in Russia: A trade balance approach. *CEFIR/NES Working Paper*, 2007, no. 102.
22. Nouira R., Plane P., Sekkat K. Exchange rate undervaluation to foster manufactured exports: A deliberate strategy? *University of Auvergne Working Paper*, 2010, no. 10.
23. *OECD Economic Surveys: Sweden*. Paris: Organization for Economic Co-operation and Development, 2015. March.
24. Orsal D. D. K. Comparison of panel cointegration tests. *Humboldt Universitat Berlin Discussion Paper*, 2007, no. SFB649 029.
25. Pedroni P. Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 2004, pp. 597-625.
26. Pesaran M. H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Cambridge Working Paper in Economics*, 2004, no. 435.
27. *Romania: Article IV consultation and request for stand-by arrangement*. Washington, DC: International Monetary Fund, 2004.
28. Soesastro H., Basri M. C. The political economy of trade policy in Indonesia. *CSIS Working Paper*, 2005, no. 092.
29. Tokarick S. A method for calculating export supply and import demand elasticities. *IMF Working Paper*, 2010, no. 180.
30. *World economic outlook*. Washington, DC: International Monetary Fund, 2015. October.