

Е. ГУРВИЧ,

*кандидат физико-математических наук,
руководитель Экономической экспертной группы,*

В. СОКОЛОВ,

*доктор экономики (Ph. D.),
доцент Международного института экономики и финансов ГУ–ВШЭ,*

А. УЛЮКАЕВ,

*доктор экономических наук, профессор,
Первый заместитель Председателя Банка России*

ОЦЕНКА ВКЛАДА ЭФФЕКТА БАЛАССЫ–САМУЭЛЬСОНА В ДИНАМИКУ РЕАЛЬНОГО ОБМЕННОГО КУРСА РУБЛЯ

За резкой девальвацией рубля в ходе финансового кризиса августа 1998 г. последовал длительный период роста реального обменного курса. В 1999–2007 гг. реальный эффективный курс рубля вырос на 105,8%; начиная с апреля 2005 г. он превышает докризисный уровень. Динамика номинального и реального эффективного курса рубля представлена на рисунке 1.

Динамика эффективного курса рубля

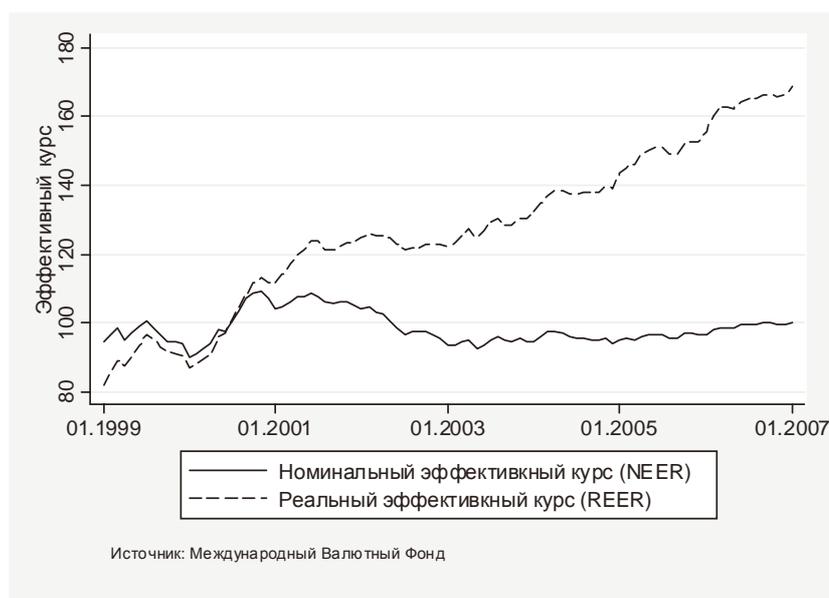


Рис. 1

Одна из наиболее острых и дискуссионных проблем экономической политики – оценка воздействия укрепления рубля на российскую экономику. Широко распространено мнение, что она страдает от «голландской болезни», то есть укрепление рубля препятствует долгосрочному развитию, снижая международную конкурентоспособность несырьевого сектора. В частности, именно с этим некоторые экономисты связывали замедление промышленного роста в 2005–2006 гг.¹ Работы, в которых изучалось влияние реального обменного курса рубля на российскую экономику, дают неоднозначные результаты. В ряде исследований² значимого его влияния на производство не обнаружено. В то же время в других работах³ выявлен больший или меньший негативный эффект укрепления рубля.

Наряду с прямой оценкой последствий изменения реального обменного курса важно изучение механизмов его формирования. Альтернативные механизмы различаются как причинами изменения курса, так и конкретными формами, в которых это происходит. Согласно экономической теории,

¹ Солнцев О. Риски политики сильного рубля / Доклад на VII Международной научной конференции ГУ–ВШЭ «Модернизация экономики и государство». М., 2006.

² Бланк А., Гурвич Е., Улюкаев А. Обменный курс и конкурентоспособность отраслей российской экономики // Вопросы экономики. 2006. № 6; Дынникова О. Реальный обменный курс и ВВП // Модернизация экономики России: итоги и перспективы. М.: ГУ–ВШЭ, 2003; Инфляция и валютная политика / Экономическая экспертная группа // Вопросы экономики. 2003. № 12..

³ 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 No 510. 2006; Кадочников П. Анализ импортозамещения в России после кризиса 1998 года // Научные труды ИЭПП № 95. 2006; Beck R., Kamps A., Mileva E. Long-Term Growth Prospects for the Russian Economy / European Central Bank. Occasional Research Paper No 58. 2007; Rautava J. The Role of Oil Prices and the Real Exchange Rate in Russia's Economy // BOFIT Discussion Papers No 3. 2002..

существует несколько фундаментальных источников реального укрепления валюты.

1. *Улучшение условий торговли.* Приток нефтедолларов вызывает расширение рублевой денежной массы, что в отсутствие стерилизации ведет к инфляции. Результатом может стать развитие «голландской болезни» (ГБ) – снижение международной конкурентоспособности в несырьевом торгуемом секторе экономики. Актуальность этой проблемы для России определяется масштабным повышением цен на нефть в последние годы. Их уровень в постоянных долларах вырос в 2000–2007 гг. в 3,4 раза, а стоимость сырьевого экспорта (включая углеводороды и металлы) – в 4,5 раза.

2. *Расширение притока капитала.* Оно ведет к номинальному укреплению валюты аналогично первому случаю⁴. Чистый вывоз капитала частным сектором, составлявший в 1999 г. 21 млрд долл. (10,6% ВВП), сменился в 2006–2007 гг. его чистым ввозом на сумму соответственно 42 млрд и 81 млрд долл. (3,3 и 6,3% ВВП).

3. *Эффект Балассы–Самуэльсона.* В рамках этого эффекта укрепление валюты объясняется ростом производительности в торгуемом (то есть открытом для международной конкуренции) секторе экономики. Более подробно данный механизм рассматривается ниже.

Кроме того, рост реального курса может быть результатом повышения регулируемых государством цен. Этот фактор также внес определенный вклад в происходившее в последние годы укрепление рубля, однако играл второстепенную роль по сравнению с другими.

Изучение механизмов формирования обменного курса представляет не только академический интерес: выбор курсовой политики существенно зависит от основных источников изменения обменного курса. При «голландской болезни» может оказаться целесообразным проведение политики слабого

⁴ Отметим, что шоки агрегированного спроса, такие как увеличение относительной доли государственных расходов в ВВП, также взаимосвязаны с реальным курсом валюты. В данной работе мы фокусируемся только на шоках предложения.

рубля, что обычно имеет инфляционные последствия. Если основным объяснением происходящего укрепления рубля служит эффект Балассы–Самуэльсона, то при проведении курсовой политики нет необходимости учитывать требования, связанные с поддержанием международной конкурентоспособности отечественной продукции. В этом случае основными задачами курсовой и монетарной политики становятся адаптация к шокам агрегированного спроса и обеспечение ценовой стабильности.

Влияние условий торговли на реальный обменный курс для стран, богатых природными ресурсами, изучалось многими авторами. Так, П. Кашин и др. выявили для 1/3 из 58 ресурсодобывающих развивающихся стран значимую зависимость реального обменного курса от цен на сырьевые товары⁵. Финские исследователи, рассмотрев выборку из 12 ведущих нефтедобывающих стран, обнаружили, что для них типична существенная зависимость реального обменного курса от цен на нефть, характеризуемая коэффициентом эластичности в пределах от 0,4 до 0,5⁶.

В последние годы эффект Балассы–Самуэльсона детально изучался применительно к странам Восточной Европы. В частности, было показано, что темпы роста производительности труда в открытом секторе их экономик выше, чем в закрытом⁷. По мнению практически всех исследователей, это служит

⁵ *Cashin P., Cespedes L., Sahay R. Commodity Currencies and the Real Exchange Rate // Journal of Development Economics. 2004. Vol. 75. P. 239–268.*

⁶ *Korhonen I., Juurikkala T. Equilibrium Exchange Rates in Oil-dependent Countries // BOFIT Discussion Papers No 8. 2007.*

⁷ *Halpern L., Wyplosz C. Economic Transformation and Real Exchange Rates in the 2000s: the Balassa-Samuelson Connection / United Nations Economic Commission for Europe. Economic Survey of Europe. 2001. No 1. P. 227–239; Egert B. Investigating the Balassa-Samuelson Hypothesis in the Transition // Economics of Transition. 2002. Vol. 10, No 2. P. 273–309; Egert B., Drine I., Lommatzsch K., Rault C. The Balassa-Samuelson Effect in Central and Eastern Europe: Myth or Reality? // Journal of Comparative Economics. 2003. Vol. 31. P. 552–572; MacDonald R., Wojcik C. Catching Up: The Role of Demand, Supply and Regulated Price Effects on the Real Exchange Rates of Four Accession Countries // Mimeo. 2002.*

важным источником реального укрепления валюты в странах Восточной Европы, то есть в этих переходных экономиках наблюдается эффект Балассы–Самуэльсона. Количественные оценки этого эффекта разнятся от 3,5 до 1,5% в год⁸.

Изучение эффекта Балассы–Самуэльсона применительно к российской экономике интересно тем, что Россия не является в чистом виде примером страны догоняющего развития, как новые члены ЕС, для которых характерны дефицит торгового баланса и высокая степень проникновения иностранного капитала в экономику. В то же время Россию нельзя назвать в чистом виде примером страны с сырьевой экономикой. Российская экономика подвержена обоим видам шоков предложения: с одной стороны, наблюдается значительное улучшение условий торговли, а с другой – растут производительность труда в торгуемом секторе и инфляция цен в неторгуемом. Выявление относительного количественного влияния этих эффектов на реальное укрепление валюты – непростая задача, которую мы попытаемся решить в данном исследовании⁹.

К. Сосунов и О. Замулин исследуют первый из трех перечисленных выше источников в рамках теоретической модели и приходят к выводу, что увеличение нефтяного экспорта само по себе не в состоянии объяснить столь масштабное укрепление рубля¹⁰.

Некоторые авторы приходят к выводу, что в развитии российской экономики наблюдаются отдельные симптомы ГБ (такие как опережающий

⁸ См. соответственно: *Halpern L., Wyplosz C.* Op. cit. и *Coricelli F., Jazbec B.* Exchange Rate Arrangements in the Accession to the EMU // *Comparative Economic Studies*. 2004. Vol. 46, No 1.

⁹ Существует ряд исследований, изучающих совокупность детерминантов реального валютного курса (см., в частности: *Choudhri E., Khan M.* Real Exchange Rate in Developing Countries: Are Balassa-Samuelson Effects Present? // *IMF Working Paper 04/188*. 2004; *Habib M., Kalamova M.* Are There Oil Currencies? The Real Exchange Rate of Oil Exporting Countries // *Mimeo*. 2007).

¹⁰ *Sosunov K., Zamulin O.* Can Oil Prices Explain the Appreciation of the Russian Ruble in 1998–2005? // *CEFIR/NES WP83*. 2006.

рост производства в неторгуемых секторах – сфере услуг, строительстве), однако ряд ее ключевых признаков отсутствует или слабо выражен¹¹. По их мнению, в целом нет оснований считать, что Россия страдает от ГБ.

В нескольких работах¹² было выявлено наличие в России эффекта Балассы–Самуэльсона как одного из механизмов формирования обменного курса. Однако ни в одном исследовании не был проведен детальный анализ данного эффекта для российской экономики.

Описание модели

Эффект Балассы–Самуэльсона теоретически обосновывает связь между производительностью труда и реальным обменным курсом. Исходная предпосылка состоит в том, что в странах догоняющего развития производительность труда в торгуемом секторе, как правило, растет быстрее, чем в неторгуемом. Это объясняется прежде всего действием сил международной конкуренции, в результате открытый сектор характеризуется большим объемом инвестиций (в том числе иностранных) и более быстрой модернизацией производства. Следующее ключевое предположение – соотношение между оплатой труда в различных секторах сохраняется неизменным (это подразумевает высокую мобильность рабочей силы и эффективный рынок труда). Фактически для рассматриваемого эффекта существенно поддержание постоянного соотношения оплаты труда между двумя широкими секторами экономики: торгуемым и неторгуемым. Из двух приведенных гипотез следует, что цены в неторгуемом секторе должны расти

¹¹ *Oomes N., Kalcheva K.* Diagnosing Dutch Disease: Does Russia Have the Symptoms? // IMF Working Paper WP/07/102. 2007; *Egert B.* Equilibrium Exchange Rates in Southeastern Europe, Russia, Ukraine and Turkey: Healthy or (Dutch) Diseased? // BOFIT Discussion Papers No 3. 2005.

¹² *Spatafora N., Stavrev E.* The Equilibrium Real Exchange Rate in a Commodity Exporting Country: The Case of Russia // IMF Working Paper WP/03/93. 2003; *Egert B.* Op. cit.; *Oomes N., Kalcheva K.* Op. cit.

быстрее, чем в торгуемом. Наконец, третье предположение заключается в выполнении «закона одной цены», что означает близость цен на аналогичную продукцию торгуемого сектора в разных странах при их пересчете по обменному курсу.

Исходя из сделанных предположений, опережающий рост производительности в стране по сравнению с ее торговыми партнерами должен сопровождаться реальным укреплением ее валюты. Действительно, внутренние цены на продукцию торгуемого сектора, выраженные в иностранной валюте, определяются уровнем мировых цен на нее и, следовательно, должны оставаться неизменными. Относительный рост цен в неторгуемом секторе означает их повышение в иностранной валюте. Таким образом, растет общий уровень цен в стране, выраженный в иностранной валюте, что и означает реальное укрепление национальной денежной единицы.

В случае справедливости сформулированных гипотез успешное догоняющее развитие страны должно сопровождаться повышением реального обменного курса ее валюты. Следовательно, если эффект Балассы–Самуэльсона играет существенную роль в формировании обменного курса, то чем ближе к мировым лидерам находится страна, тем «дороже» должна быть ее валюта.

В межстрановых сравнениях в качестве меры эффективности экономики принято использовать величину ВВП на душу населения в сопоставимых ценах (то есть пересчитанную в доллары по паритету покупательной способности – ППС), а уровень обменного курса измерять его соотношением с ППС. Во многих исследованиях была найдена устойчивая связь между душевой величиной ВВП и соотношением курса с ППС, косвенно подтверждающая действие эффекта Балассы–Самуэльсона. Так, проведенное в недавней работе Д. Родрика панельное исследование выборки из 184 стран за период с 1950 по 2004 г. выявило высокосущественную зависимость между этими показателями, характеризуемую коэффициентом эластичности 0,24¹³. Другими словами,

¹³ *Rodrik D. The Real Exchange Rate and Economic Growth: Theory and Evidence // Mimeo. 2007.*

повышение душевой величины ВВП по ППС на 10% при прочих равных условиях приводит к укреплению национальной валюты на 2,4%.

В России, по данным МВФ, душевая величина ВВП по ППС повысилась в 2000–2007 гг. в 2,2 раза, а соотношение обменного курса рубля (к доллару) с ППС выросло с 20% в 1999 г. до 62% в 2007 г. Конечно, эти данные вряд ли сравнимы с приведенными оценками связи между производительностью и обменным курсом, поскольку сила и характер такой связи могут существенно различаться по странам. При этом заметную роль играет используемый Центральным банком режим курсовой политики. Для стран с высоким удельным весом сырьевого сектора надо иметь в виду еще несколько важных факторов. Во-первых, значительная часть повышения душевого ВВП в России была обусловлена ростом мировых цен на сырьевые товары. Во-вторых, применение специального режима управления нефтегазовыми доходами – в частности, создание стабилизационного фонда – также оказывает серьезное влияние на динамику обменного курса.

С учетом связи между производительностью и обменным курсом случаи существенного завышения последнего обычно выявляются на основе сравнения со странами, имеющими близкий уровень экономического развития. На рисунке 2 представлены данные о соотношении обменного курса с ППС и душевой величине ВВП по ППС для стран, близких к России по уровню развития. В группе стран с душевым доходом от 12 тыс. до 16 тыс. долл. (включающей несколько нефтедобывающих стран) обменный курс находится в диапазоне от 50 до 75% ППС. По этому критерию обменный курс рубля не выглядит завышенным: занимая среди десяти стран третью позицию по величине душевого ВВП, Россия находится лишь на восьмом месте по соотношению обменного курса с ППС.

Душевой доход и обменный курс (2007 г.)

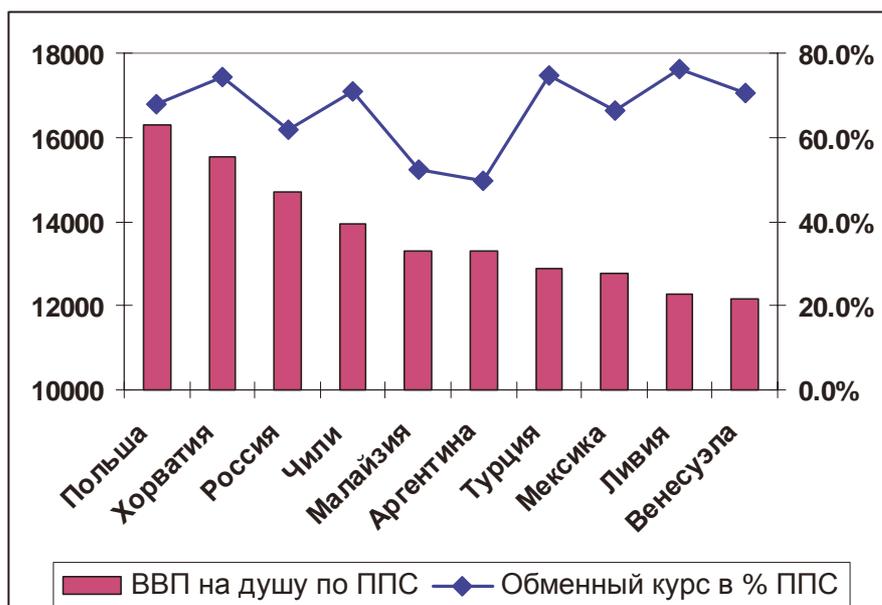


Рис. 2

Отметим принципиальные различия причинно-следственных связей между обменным курсом и экономическим ростом при разных механизмах укрепления рубля. В случае «голландской болезни» увеличение сырьевого экспорта, способствуя повышению реального обменного курса, снижает конкурентоспособность обрабатывающего сектора, что влечет за собой серьезные негативные последствия для долгосрочного экономического развития. В рамках эффекта Балассы–Самуэльсона, напротив, силы международной конкуренции ускоряют модернизацию в торгуемом секторе, а повышение производительности в нем приводит к реальному укреплению национальной валюты.

Для количественного анализа нам понадобятся соотношения, описывающие эффект Балассы–Самуэльсона. Начальной точкой многих исследований¹⁴ в данной области является представление агрегированного уровня цен (все показатели здесь и ниже выражаются в логарифмической форме) в виде декомпозиции по торгуемым и неторгуемым секторам:

¹⁴ См. подробнее: Froot K. and Rogoff K. Perspectives on PPP Long-run Real Exchange Rates // NBER Working paper No. 4952. 1994.

$p_t = \alpha p_t^T + (1 - \alpha) p_t^N$. Предположив, что относительный вес секторов α в индексе цен одинаков для рассматриваемой страны и иностранного партнера, мы можем представить реальный обменный курс следующим образом:

$$q_t = \alpha (s_t - p_t^T + p_t^{T*}) - (1 - \alpha) [(p_t^N - p_t^T) - (p_t^{N*} - p_t^{T*})], \quad (1)$$

где: q_t – реальный обменный курс; s_t – номинальный обменный курс; p_t^T – индекс цен в торгуемом секторе экономики; p_t^N – индекс цен в неторгуемом секторе экономики; α – доля торгуемого сектора в общем уровне цен (предполагается равной для обеих стран). Звездочка обозначает иностранного торгового партнера.

Тогда при условии выполнения «закона единой цены» для торгуемого сектора справедливо следующее соотношение между реальным обменным курсом и дифференциалом относительных цен торгуемого и неторгуемого секторов экономики:

$$q_t = -(1 - \alpha) [(p_t^N - p_t^T) - (p_t^{N*} - p_t^{T*})] = -(1 - \alpha) \bar{p}_t, \quad (2)$$

где \bar{p}_t – дифференциал относительных цен торгуемого и неторгуемого секторов экономики России и иностранного партнера.

Из соотношения (2) вытекает, что динамика реального обменного курса и дифференциала цен между странами совпадает. Однако изменение последнего может быть вызвано разными причинами, связанными с шоками как спроса, так и предложения. Эффект Балассы–Самуэльсона проявляется под влиянием шоков предложения и объясняет изменение ценовых соотношений между секторами экономики ростом производительности труда в торгуемом секторе. Он предполагает наличие двух переходных механизмов: *внутреннего* и *внешнего*¹⁵.

¹⁵ Предположив Кобб-Дугласово представление производственных функций для торгуемого и неторгуемого секторов: $Y^T = A^T (L^T)^\gamma (K^T)^{1-\gamma}$ и $Y^N = A^N (L^N)^\theta (K^N)^{1-\theta}$, мы можем прологарифмировать условие оптимальности $\frac{P^N}{P^T} = \frac{\gamma Y^T / L^T}{\theta Y^N / L^N}$ и получить выражение (3), где постоянный член содержит логарифмы интенсивности труда.

Внутренний переходный механизм обеспечивает связь между ростом производительности труда в торгуемом секторе и удешевлением его товаров относительно неторгуемого сектора:

$$p_t^N - p_t^T = \delta(a_t^T - a_t^N), \quad (3)$$

где a_t^T, a_t^N – производительность труда соответственно в торгуемом и неторгуемом секторах. Рост правой части выражения (3) означает удешевление товаров, производимых открытым сектором экономики, относительно цены товаров ее закрытого сектора (левая часть выражения).

Внешний переходный механизм обеспечивает связь между ростом производительности в данной стране относительно ее торгового партнера и дифференциалом цен между двумя странами:

$$(p_t^N - p_t^T) - (p_t^{N*} - p_t^{T*}) = \delta(a_t^T - a_t^N) - \delta^*(a_t^{*T} - a_t^{*N}). \quad (4)$$

Проверка выполнения основных допущений модели

Тестируемая модель

Для выявления взаимосвязи между инфляционным дифференциалом и эффектом Балассы–Самуэльсона следует протестировать на коинтеграцию соотношения (3) и (4), описывающие внутренний и внешний переходные механизмы. Если наши предположения верны и оба передаточных механизма связывают относительный рост цен российской экономики с относительным дифференциалом производительности, то мы можем непосредственно протестировать гипотезу Балассы–Самуэльсона, согласно которой рост производительности открытого сектора в России (относительно стран-партнеров) способствует реальному укреплению рубля:

$$q_t = -(1 - \alpha)[\delta(a_t^T - a_t^N) - \delta^*(a_t^{*T} - a_t^{*N})] = -(1 - \alpha)\tilde{a}_t, \quad (5)$$

где \tilde{a}_t – дифференциал между относительной производительностью труда в торгуемом и неторгуемом секторах экономики России и относительной производительностью иностранного партнера.

Эмпирический анализ уравнений (2) – (5) на российских данных позволит оценить значимость эффекта Балассы–Самуэльсона и определить его вклад в долгосрочную динамику реального курса рубля.

В качестве первого шага проверим выполнение гипотезы паритета покупательной способности для торгуемого сектора. Для этого, как принято в литературе, нам необходимо провести тест на стационарность первого слагаемого правой части уравнения (1). Мы конструируем реальный обменный курс торгового сектора q_t^T следующим образом:

$$q_t^T = s_t - p_t^T + p_t^{T*}.$$

Выбрав Германию в качестве основного торгового партнера, мы используем индекс цен производителей промышленных товаров (обрабатывающее производство) в России и Германии в качестве меры цен торгуемых секторов обеих стран p_t^T и p_t^{T*} . s_t – номинальный курс рубля к евро.

В работе анализ проводится на месячных данных, относящихся к посткризисному периоду (1999–2007 гг.). Как видно на рисунке 1, на протяжении исследуемого периода номинальный эффективный курс рубля оставался достаточно стабильным (за исключением 2001–2002 гг.), в то время как реальный эффективный курс вырос более чем в два раза. Тот факт, что эффективный номинальный курс рубля изменялся слабо, а реальный – значительно вырос, позволяет сделать предварительное вывод о том, что основным фактором реального укрепления рубля выступала инфляция потребительских цен.

Результаты тестов Филипса–Перрона с разными лагами для реального обменного курса q_t^T между Россией и Германией, рассчитанного по индексам цен обрабатывающей промышленности обеих стран, представлены в таблице 1. Как видно из данных таблицы, гипотеза о нестационарности отвергнута на 5% уровне, из чего можно заключить, что реальный обменный курс q_t^T является стационарным $I(0)$ рядом, и гипотеза ППС для открытого сектора российской

экономики не может быть отвергнута. Следовательно, одно из предположений гипотезы Балассы–Самуэльсона выполняется.

Таблица 1

Нулевая гипотеза: реальный обменный курс q^T , между торгуемыми секторами России и Германии содержит единичный корень

Тест Филипса–Перрона (с Newey-West поправкой)		
Лаги	Adj. t - Stat	Prob.
0	-3,411**	0,05
1	-3,433**	0,047
2	-3,114**	0,049
3	-3,114**	0,05

Примечание.
** означает статистическую значимость на 5% уровне.

Следующий важный элемент эффекта Балассы–Самуэльсона – наличие цепочки связей «производительность труда в торгуемом секторе – зарплата в этом секторе – зарплата в неторгуемом секторе». Такие связи должны быть присущи эффективному рынку труда.

На рисунке 3 представлена динамика реальной заработной платы и меры российской производительности в промышленности¹⁶ (все ряды нормированы к июню 2000 г.). Для расчета реальной заработной платы мы дефлируем месячные данные о номинальной зарплате в промышленности с помощью индекса потребительских цен. В качестве меры производительности труда в этом секторе мы используем отношение индекса промышленного производства к индексу занятости. При анализе все ряды показателей были пропущены через фильтр Х-12 для удаления сезонности. На рисунке видно, что оба ряда характеризуются положительной тенденцией, что говорит о взаимосвязи этих величин, однако реальная заработная плата растет быстрее.

¹⁶ Отметим, что динамика реальной заработной платы приведена без сезонной очистки, в то время как мера производительности в промышленности очищена от сезонности с помощью фильтра Х-12.

Динамика индексов реальной зарплаты и производительности в промышленности



Рис. 3

Далее, используя данные о номинальной заработной плате в различных секторах экономики, мы находим их отношение друг к другу. В итоге получаем три переменные: 1) отношение уровня среднемесячной зарплаты в промышленности и в неторгуемом секторе¹⁷; 2) отношение уровня среднемесячной зарплаты в промышленности и во всей экономике; 3) отношение уровня среднемесячной зарплаты во всей экономике и в неторгуемом секторе (см. рис. 4). На рисунке видно, что в 1999–2001 гг. зарплаты в промышленности относительно остальных секторов экономики стабильно увеличивались. В 2001–2004 гг. соотношения зарплат колебались в пределах стабильного коридора. Наиболее резкий скачок произошел в январе 2005 г., правда, он был вызван переходом к новому стандарту статистического учета. Затем относительный уровень зарплаты в промышленности стал характеризоваться явной понижающей тенденцией, что было обусловлено более быстрым ростом зарплат в неторгуемых секторах российской экономики.

¹⁷ Средняя зарплата для неторгуемого сектора рассчитывалась по следующим отраслям: торговля и общественное питание, транспорт и связь, строительство.

Таким образом, одно из основных допущений гипотезы Балассы–Самуэльсона выполняется.

Отношение уровней номинальных среднемесячных зарплат по секторам российской экономики

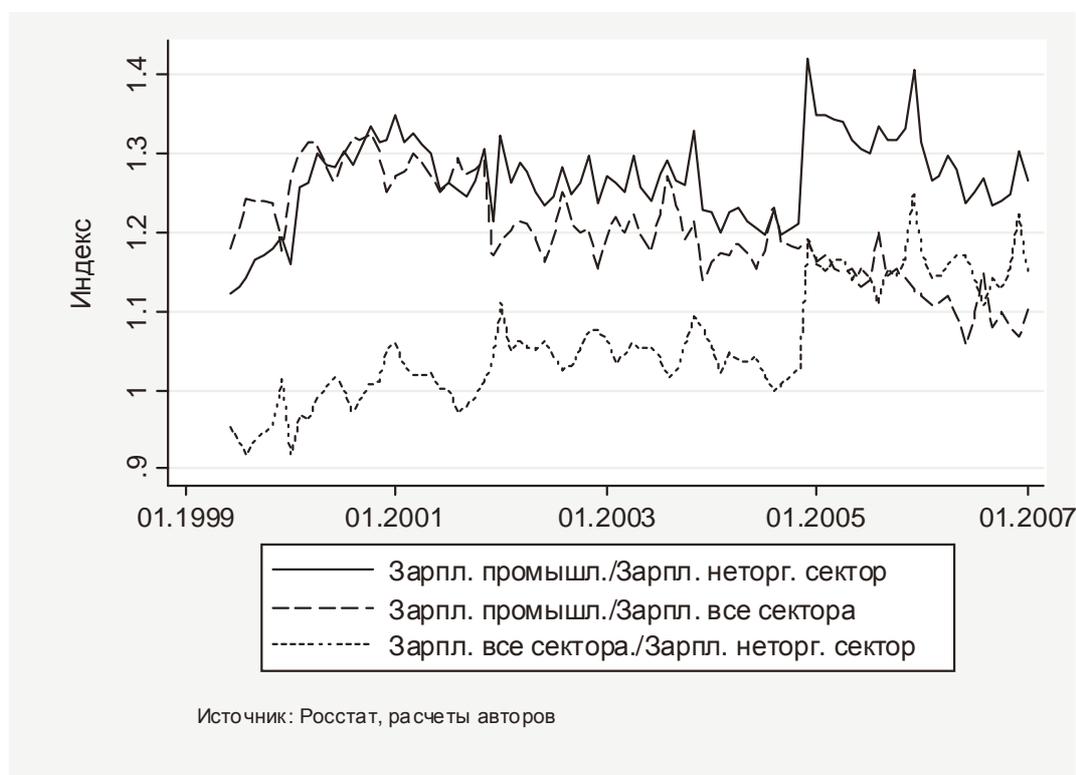


Рис. 4

Прежде чем тестировать эффект Балассы–Самуэльсона¹⁸, нужно убедиться, во-первых, в наличии взаимосвязи между реальным обменным курсом и дифференциалом цен в секторах экономики России и основных торговых партнеров (уравнение (2)) и, во-вторых, в действенности внутреннего и внешнего переходных механизмов (уравнения (3) и (4)). Предварительное графическое исследование показывает, что все ряды данных, использованные в нашей работе, содержат временной тренд, и требуется провести формальный анализ на стационарность. Мы используем тест на стационарность Филипса–Перрона для всех данных – как для уровней, так и для первых разностей (см. Приложение). Его результаты показывают, что все ряды данных являются $I(1)$

¹⁸ Эмпирическая спецификация уравнения (5).

процессами и для изучения их взаимосвязи необходим коинтеграционный анализ.

Для оценивания коинтеграционного соотношения между переменными мы применяем два метода: векторную модель коррекции ошибки (VECM); динамический метод наименьших квадратов Стока–Ватсона (Stock–Watson DOLS). VECM анализ является стандартным в литературе по реальному обменному курсу¹⁹ и призван найти стационарную линейную комбинацию нестационарных I(1) процессов и оценить ее параметры. Метод DOLS используется для проверки полученных результатов и позволяет интерпретировать оценку регрессии с несколькими переменными.

Дифференциал между относительными ценами и реальный обменный курс

В качестве страны-партнера мы выбрали Германию, на которую приходится наибольшая доля в российском внешнеторговом обороте²⁰. Для тестирования уравнения (2) необходимо идентифицировать торгуемый и неторгуемый сектора российской и немецкой экономик и составить соответствующие индексы ценовой инфляции для каждого из них.

Торгуемый сектор для России был представлен группой обрабатывающих производств, для которых индекс цен производителей ежемесячно рассчитывается Росстатом. Соответствующим индексом для Германии мы выбрали PPI Manufacturing Industry (рассчитывается German Federal Statistical Office).

В качестве неторгуемого сектора для России был выбран сектор платных услуг за исключением ЖКХ и транспорта, поскольку в этих отраслях осуществляется

¹⁹ См. одну из самых ранних работ, где применялся данный метод: *De Gregorio J., Giovanni A., Wolf H.* International Evidence on Tradables and Non-Tradables Inflation // *European Economic Journal*. 1994. Vol. 38. P. 1225–1244.

²⁰ Так, в 2006 г. на Германию приходилось 8,1% общего объема российского экспорта и 13,4% – импорта. Мы также использовали в качестве страны-партнера Голландию, занимающую второе место по величине торгового оборота с Россией, и получили качественно схожие результаты.

административное регулирование цен, в то время как нас интересуют только рыночные механизмы, на которых основывается эффект Балассы–Самуэльсона. Соответствующий индекс был рассчитан и для Германии на базе дезагрегированных данных по 12 отраслям немецкой экономики, представляющим неторгуемый сектор.

Дифференциал между относительными ценами двух стран находится по следующей формуле:

$$\text{Ценовой Дифференциал} = \ln \left(\frac{CPI \text{ рыночн. услуги}}{PPI \text{ обраб. промышл.}} \right)_{\text{Россия}} - \ln \left(\frac{CPI \text{ рыночн. услуги}}{PPI \text{ обраб. промышл.}} \right)_{\text{Германия}}$$

На рисунке 5 представлены график данного дифференциала и динамика реального обменного курса, рассчитанного по формуле:

$$\text{Реальный Обменный Курс} = \ln \left(\frac{RUR}{EURO} \times \frac{CPI_{\text{Германия}}}{CPI_{\text{Россия}}} \right),$$

где первый множитель представляет номинальный обменный курс рубля к евро, а второй – отношение агрегированных индексов потребительских цен двух стран. Отметим, что отрицательный наклон графика означает укрепление рубля.

Реальная цена на нефть рассчитывается по следующей формуле:

$$\text{Реальная цена Urals} = \ln \left(\frac{Urals}{PPI_{\text{ОЭСР}}} \right),$$

где номинальная цена на нефть марки Urals приведена к реальной с помощью индекса цен производителей, рассчитанного для стран ОЭСР.

Снижающийся тренд дифференциала цен в 1999–2000 гг. свидетельствует о более быстром росте индекса цен торгуемого сектора в России относительно Германии, что было вызвано быстрым наращиванием объемов производства в нашей стране в посткризисный период. В 2001–2005 гг. наблюдалась стабилизация реального обменного курса при росте дифференциала цен в 2001–2003 гг., что подтверждает наличие эффекта Балассы–Самуэльсона. Отметим, что данный анализ производился на основе реального курса евро с использованием ИПЦ Германии, а на рисунке 1 видно, что на данном

временном отрезке эффективный обменный курс рубля укреплялся. В 2006–2007 гг. происходили одновременное укрепление реального курса рубля относительно евро и рост дифференциала цен между Россией и Германией, что свидетельствует о значительном росте цен неторгуемого сектора в России.

Динамика реального обменного курса, ценового дифференциала между Россией и Германией и реальной цены на нефть марки Urals

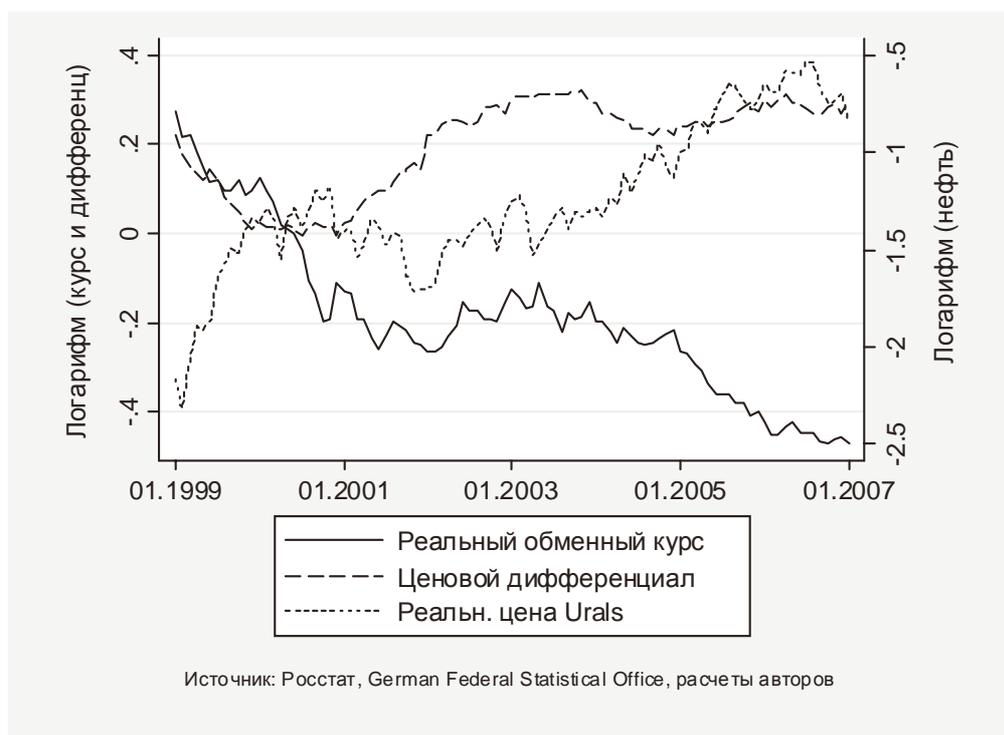


Рис. 5

Для оценивания коинтеграционного соотношения между переменными мы используем две спецификации:

– векторную модель коррекции ошибки (VECM):

$$q_t - \beta p_t = \varepsilon_t; \varepsilon_t \sim I(0), \text{ где } \beta > 0; \quad (6)$$

– динамический метод наименьших квадратов Стока–Ватсона (Stock-Watson DOLS):

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \sum_{j=-2}^{j=2} \gamma_j \Delta p_{t-j} + \xi_t, \quad (7)$$

где q_t – реальный обменный курс рубля к евро; p_t – относительный ценовой дифференциал между Россией и Германией.

Прежде чем оценивать параметры коинтеграционного выражения, нужно, во-первых, определить порядок лагов переменных, входящих в коинтеграционное выражение (в этих целях мы используем информационные критерии Акайке и Шварца²¹); во-вторых, установить ранг системы коинтеграционных уравнений, или, другими словами, количество независимых равновесных долгосрочных взаимоотношений между переменными. Тест на наличие коинтеграции является необходимым условием для использования модели коррекции ошибки (VECM). В нашем исследовании мы применяем тест Йохансона, который использует trace статистику для определения ранга коинтеграции.

Мы экспериментировали с различными спецификациями временного тренда и постоянного члена как в коинтеграционном выражении, так и в выражении для первых разностей используемых переменных. Были найдены три спецификации тренда, для которых тест Йохансона не смог отклонить нулевую гипотезу: M1 – модель с постоянными членами как в коинтеграционном соотношении, так и в первых разностях; M2 – модель с постоянным членом только в коинтеграционном соотношении; M3 – модель без временного тренда и постоянных членов. Конкретная спецификация временного тренда и постоянного члена в моделях VECM указана во всех таблицах, приведенных ниже.

Оценка параметров β уравнений (6) и (7) представлена в таблице 2. Оба коэффициента долгосрочной эластичности статистически значимы и имеют ожидаемые знаки, то есть изменения относительных цен ведут к изменениям реального обменного курса.

Тест на ранг коинтеграции Йохансона для VECM модели отклоняет гипотезу о ранге коинтеграции ноль, что свидетельствует о существовании равновесного отношения между дифференциалом относительных цен и реальным обменным курсом. Отметим, что тест на наличие единичного корня, проведенный на регрессионных остатках модели DOLS, не может отклонить соответствующую гипотезу.

²¹ Во всех случаях критерий Акайке указал на количество лагов, равное одному.

Следующий важный шаг нашего анализа – включение другого шока предложения, влияющего на реальный обменный курс, – цены на нефть. В качестве нефтяного шока мы принимаем месячные котировки цены на нефть марки Urals, дефлированные с помощью индекса цен производителей ОЭСР. Спецификации VECM и DOLS:

$$q_t - \beta_1 p_t - \beta_2 Oil_t = \varepsilon_t; \varepsilon_t \sim I(0), \text{ где } \beta_{1,2} > 0; \quad (8)$$

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 Oil_t + \sum_{j=2}^{j=2} \gamma_j \Delta p_{t-j} + \sum_{j=2}^{j=2} \lambda_j \Delta Oil_{t-j} + \xi_t. \quad (9)$$

Результаты оценки обеих регрессий представлены в колонках 3 и 4 таблицы 2. Коэффициенты статистически значимы для обеих переменных и по сравнению с данными в колонках 1 и 2 величина коэффициента при дифференциале относительных цен уменьшилась примерно вдвое. Это свидетельствует о существовании равновесного отношения между тремя используемыми переменными, причем коэффициент эластичности при дифференциале относительных цен значительно больше коэффициента при цене на нефть. Таким образом, равновесный реальный обменный курс сильнее связан с первым, чем со второй.

Таблица 2

Реальный обменный курс и дифференциал относительных цен

	VECM (M1)	DOLS	VECM (M1) (Oil shock)	DOLS (Oil shock)
	(1)	(2)	(3)	(4)
Дифференциал относительных цен	-0,899*** (0,287)	-0,970*** (0,196)	-0,551*** (0,151)	-0,624*** (0,212)
Цена на нефть марки Urals			-0,246*** (0,042)	-0,287*** (0,051)
Тест на коинтеграцию $\tau = 0$	λ_{trace} 24,098***	ADF test -1,615	λ_{trace} 45,853***	ADF test -1,583

Примечания.

Значения в скобках соответствуют стандартным ошибкам.

** означает статистическую значимость на 5% уровне;

*** означает статистическую значимость на 1% уровне

Внутренний и внешний переходные механизмы

Внутренний переходный механизм подразумевает коинтеграцию уравнения (3). Как принято в литературе, производительность труда неторгуемого сектора условно принимается за базу и дифференциал производительности рассчитывается по производительности в промышленном секторе:

$$\text{Производительность}_{\text{Россия}} = \frac{\text{Индекс промышл. произв-ва}}{\text{Индекс занятости}}.$$

Мерой относительных цен является отношение индекса цен в секторе услуг (без ЖКХ и транспорта), отражающего ценовую динамику в неторгуемом секторе, к индексу цен обрабатывающей промышленности, отражающего ценовую динамику в торгуемом секторе:

$$\text{Относительная цена}_{\text{Россия}} = \frac{\text{CPI рыночн. услуги}}{\text{PPI обраб. промышл.}}.$$

Динамика этих двух переменных представлена на рисунке 6, на котором видно, что производительность стабильно росла в течение всего наблюдаемого периода, кроме конца 2001 – середины 2002 г., в то время как тренд относительной цены менял свое направление на протяжении 1999–2004 гг. и стабилизировался в 2005–2007 гг.

Динамика относительной производительности и уровня цен торгуемого и неторгуемого секторов российской экономики

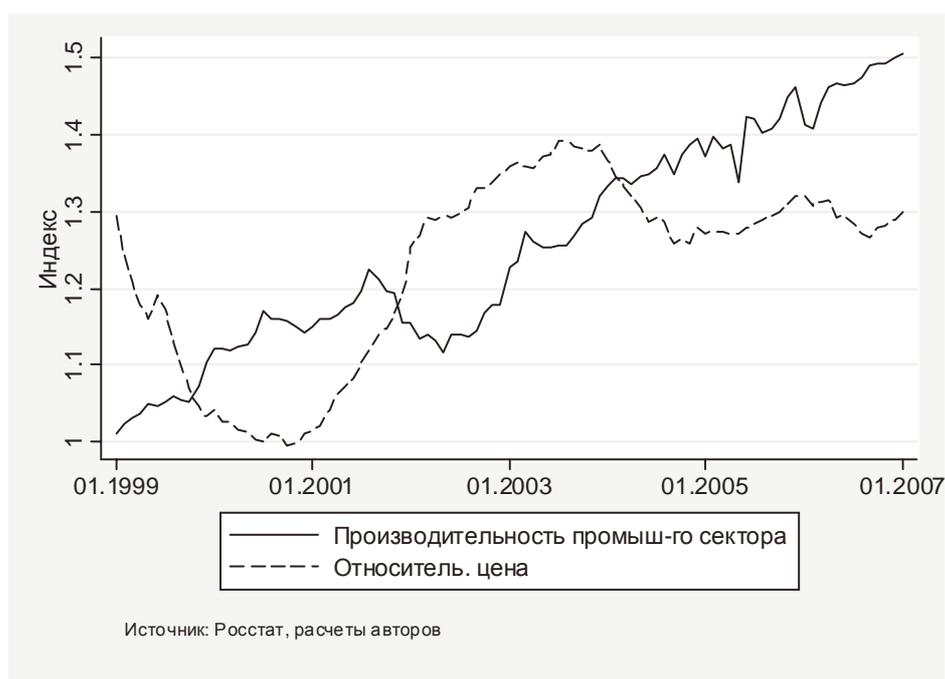


Рис. 6

Результаты оценки коинтеграционного отношения для этих двух переменных приведены в таблице 3. Согласно ее данным, коэффициенты статистически значимы²², то есть *внутренний* переходный механизм работает, и рост производительности труда в торгуемом секторе российской экономики связан с изменением внутренних относительных цен.

Таблица 3

Производительность в России и внутренний индекс относительных цен

	VECM (M3)	DOLS
Производительность в России	0,523*** (0,174)	0,595*** (0,150)
Тест на коинтеграцию $r = 0$	λ_{trace} 11,741*	ADF test -0,355

²² Недочетом является то, что тесты на коинтеграцию не значимы и переменные не связаны положительным равновесным отношением.

Примечания.

Значения в скобках соответствуют стандартным ошибкам.

* означает статистическую значимость на 10% уровне;

*** означает статистическую значимость на 1% уровне.

Внешний переходный механизм подразумевает коинтеграцию уравнения (4), которое требует расчета дифференциала производительности между Россией и Германией по следующей формуле:

$$\text{Дифф. произв-сть} = \ln\left(\frac{\text{Индекс пром. произв-ва}}{\text{Индекс занятости}}\right)_{\text{Россия}} - \ln\left(\frac{\text{Индекс пром. произв-ва}}{\text{Индекс занятости}}\right)_{\text{Германия}}$$

Динамика дифференциалов цен и производительности, показанная на рисунке 7, имеет сходные тренды. За исключением 1999 и конца 2002 г. периоды роста и стабилизации этих двух переменных характеризуются одинаковой тенденцией. Оценка коэффициентов долгосрочной эластичности представлена в таблице 4.

Динамика дифференциала производительности и ценового дифференциала между Россией и Германией



Рис. 7

**Взаимосвязь дифференциала производительности и дифференциала
относительных цен между Россией и Германией**

	VECM (M3)	DOLS
Дифференциал производительности между Россией и Германией	1,955*** (0,254)	1,236*** (0,223)
Тест на коинтеграцию $r=0$	λ_{trace} 11,377*	ADF test -1,694
<p><i>Примечания.</i> Значения в скобках соответствуют стандартным ошибкам. * означает статистическую значимость на 10% уровне; *** означает статистическую значимость на 1% уровне.</p>		

**Оценка вклада эффекта Балассы-Самуэльсона в реальное
укрепление рубля**

Предварительный графический анализ рисунка 8 показывает, что дифференциал производительности и реальный обменный курс могут быть связаны равновесным отношением: рост дифференциала производительности между Россией и Германией сопровождался реальным укреплением рубля к евро на протяжении всего изучаемого отрезка времени.

Оценка коинтеграционных соотношений между реальным обменным курсом и дифференциалом производительности, приведенная в таблице 5, показывает, что коэффициенты значимы и имеют ожидаемый знак. Особенно важно, что коинтеграционный тест Йохансона не может отклонить гипотезу о наличии коинтеграционного соотношения между исследуемыми переменными. Из этого можно сделать вывод о том, что эффект Балассы–Самуэльсона является значимым фактором укрепления реального курса рубля.

Динамика дифференциала производительности и реального обменного курса между Россией и Германией

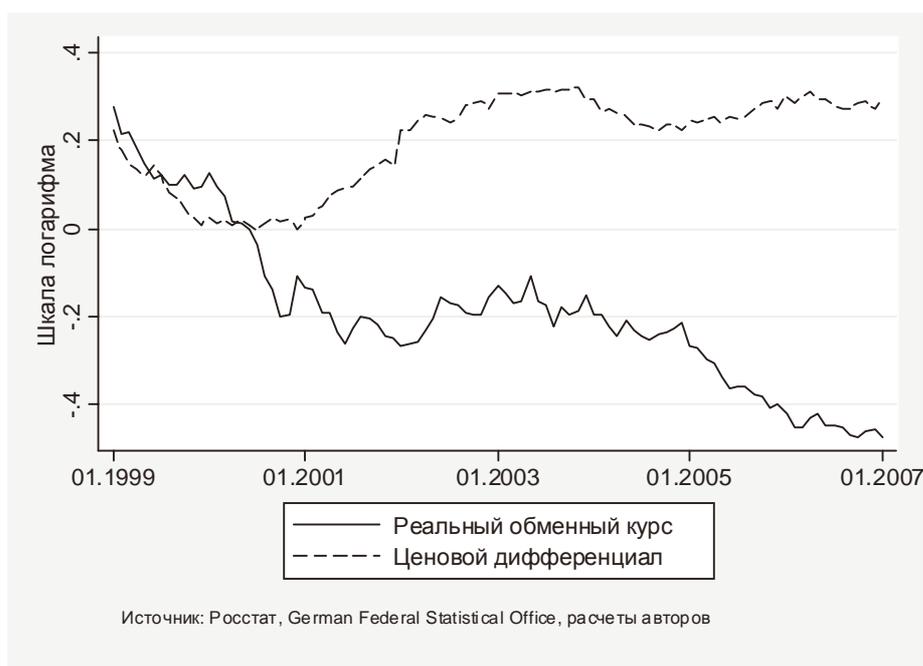


Рис. 8

В третьем и четвертом столбцах таблицы 5 приводятся результаты регрессии с включением реальной цены на нефть. Как и в случае с оценкой спецификации с относительными ценами, приведенной в таблице 2, значение коэффициента при дифференциале производительности значительно выше, чем при цене на нефть. Полученные оценки хорошо соотносятся с результатами предыдущих исследований по России²³.

Таблица 5

Взаимосвязь дифференциала производительности между Россией и Германией и реального обменного курса

	VECM (M2)	DOLS	VECM (M3) (Oil shock)	DOLS (Oil shock)
	(1)	(2)	(3)	(4)
Дифференциал производительности между Россией и Германией	-1,155* (0,717)	-1,843*** (0,372)	-1,703*** (0,573)	-0,932*** (0,390)

²³ См.: Spatofora N., Stavrev E. Op. cit.; Oomes N., Kalcheva K. Op. cit.

Цена нефти сорта Urals			-0,155*** (0,049)	-0,241*** (0,065)
Тест на коинтеграцию $\tau = 0$	λ_{trace} 20,882***	ADF test -2,810	λ_{trace} 24,371**	ADF test -2,228
<p><i>Примечания.</i> Значения в скобках соответствуют стандартным ошибкам. * означает статистическую значимость на 10% уровне; ** означает статистическую значимость на 5% уровне; *** означает статистическую значимость на 1% уровне.</p>				

Теперь можно оценить вклад эффекта Балассы–Самуэльсона в реальное укрепление рубля²⁴. Для этого нам понадобится модифицированное уравнение (5):

$$q_t = -(1-\alpha)[(a_t^T - a_t^N) - (a_t^{T*} - a_t^{N*})] = -(1-\alpha)\tilde{a}_t, \quad (10)$$

где: $(1-\alpha)$ – доля неторгуемого сектора в ИПЦ; \tilde{a}_t – дифференциал производительности между Россией и Германией; коэффициенты для России и Германии предполагаются равными $\delta = \delta^*$; β_1 – коэффициент эластичности, приведенный в третьем столбце таблицы 5.

Среднее значение дифференциала производительности между Россией и Германией за весь исследуемый период приведено в столбце 1 таблицы 6. Доля рыночных услуг в агрегированном индексе потребительских цен (столб. 2) определена на основе российских данных по ИПЦ. Так как коинтеграционные соотношения оцениваются на логарифмах исходных данных, для адекватности сравнения в столбце 5 приводится среднее изменение наблюдаемого реального курса рубля, рассчитанное по логарифмированным данным. Значение столбца 4 получено по формуле (10) путем перемножения значений столбцов 1, 2 и 3.

²⁴ Подобный анализ использовался Б. Эгертом применительно к восточно-европейским странам.

**Реальное укрепление рубля, вызванное эффектом
Балассы–Самуэльсона**

Средний рост дифференциала производительности России относительно Германии, \tilde{a}_t (в %, рассчитано по логарифмированным данным)	Доля рыночных услуг в ИПЦ, $(1-\alpha)$ (в %)	Коэффициент эластичности, β_1	Реальное укрепление рубля, вызванное эффектом Балассы–Самуэльсона (среднее в месяц, в %)	Наблюдаемое реальное укрепление рубля в 1999–2007 гг., (среднее в месяц, в %, рассчитано по логарифмированным данным)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
5,309	12,67	1,703	1,145	2,825

Согласно нашим расчетам, в 1999–2007 гг. эффект Балассы–Самуэльсона обусловил реальное укрепление рубля относительно евро на 1,145% в месяц. Наблюдаемое среднемесячное реальное укрепление рубля в этот период составило 2,825%. Использование в модели логарифмического представления всех переменных затрудняет количественную интерпретацию результатов, однако полученные данные позволяют сделать качественный вывод о том, что более 1/3 наблюдаемого реального укрепления рубля может быть отнесено на счет эффекта Балассы–Самуэльсона.

* * *

Проведенный анализ, призванный определить вклад факторов предложения в долгосрочную динамику реального курса рубля, позволяет сделать следующий вывод. В период 1999–2007 гг. наблюдалась значимая связь между реальным укреплением рубля относительно евро и ростом относительной производительности промышленного сектора российской экономики. Данный эффект, называемый в литературе эффектом Балассы–Самуэльсона, объясняет в среднем более 1/3 реального укрепления российской валюты. Шоки цен на нефть также коинтегрированы с реальным обменным

курсом, но по сравнению с эффектом Балассы–Самуэльсона коэффициент долгосрочной эластичности имеет намного меньшую величину. Это свидетельствует о том, что, вопреки сложившемуся мнению, удорожание цен на нефть (улучшение условий внешней торговли) внесло относительно меньший вклад в реальное укрепление рубля, чем рост дифференциала производительности российской промышленности.

Отметим, что полученный результат во многом зависит от выбранного веса неторгуемого сектора в экономике. По сравнению с исследованиями, посвященными анализу ситуации в странах Восточной Европы, принятый нами вес этого сектора в 12,7% довольно скромнен, что делает вклад данного эффекта в динамику реального курса меньше для России, чем для восточно-европейских стран. Тем не менее можно говорить о том, что процесс формирования обменного курса в нашей стране в значительной степени определяется внутренними, а не внешними факторами. Существенная часть реального укрепления национальной валюты объясняется ростом эффективности открытого сектора экономики и относительной инфляцией цен закрытого сектора. Таким образом, опасения «голландской болезни» преувеличены, и укрепление рубля в последние годы оказывало лишь ограниченный негативный эффект.

Развитие экономики России в 1999–2007 гг. можно условно разбить на три периода:

– в 1999–2001 гг. происходили реальное укрепление рубля к евро, более быстрый рост зарплаты в промышленности по сравнению с другими секторами экономики и снижение дифференциала относительных цен. Другими словами, посткризисный бум российского промышленного сектора сопровождался как относительным ростом зарплат в нем, так и повышением отпускных цен;

– в 2001–2004 гг. наблюдалась стабилизация реального курса рубля к евро²⁵ и номинальной средней зарплаты в промышленном секторе по

²⁵ Как видно на рисунке 1, реальный эффективный курс рубля к взвешенной корзине валют продолжал укрепляться.

сравнению с другими секторами экономики на фоне роста дифференциалов цен и производительности относительно Германии. Это говорит о том, что эффект Балассы–Самуэльсона начал проявляться именно в этот период, когда реальное укрепление рубля сопровождалось ростом производительности открытого сектора экономики;

– в 2005–2007 гг. реальное укрепление рубля к евро усилилось. В то же время наметились тенденция падения зарплат в промышленности по сравнению с сектором услуг и стабилизация дифференциала производительности относительно Германии. Таким образом, роль эффекта Балассы–Самуэльсона снижалась, и реальное укрепление рубля в меньшей степени объяснялось ростом производительности труда в России. Это не удивительно с учетом резкого роста цен на нефть и увеличения притока капитала в страну.