В качестве основных детерминант модели динамики валютного курса равноправных стран используются условия торговли, элиминирующиеся в процессе рассмотрения модели, внутренние и внешние цены, совокупные выпуски, факторы мобильности капитала. Полученные результаты могут быть использованы в исследовании концепции паритета покупательной способности и эффекта Харрода – Баласса – Самуэльсона.

Условия торговли и долгосрочная равновесная динамика реального валютного курса

Структурные изменения в мире, наличие реальных диспропорций оказывают значительное влияние на подвижность валютных курсов, их отклонение от равновесных значений и способствуют появлению таких определяющих мировую торговлю факторов, как создание конкурентных преимуществ резидентов одной страны перед другими. Это происходит благодаря механизмам изменения реальных курсов, на которых базируются решения агентов на микроуровне, таким образом влияющих на мировые торговые потоки (и опосредованно через создание благоприятного инвестиционного климата — на потоки капитала). Относительные цены и затраты являются важными факторами, влияющими на условия торговли и формирование международных преимуществ, за счет которых реальный валютный курс имеет тенденцию возвращаться к своему равновесному значению. Подход к оцениванию динамики курса есть продолжение и развитие моделей поведения валютного курса маленькой страны, приспосабливающейся к остальному миру [1]. При условии, что два внутренних валютных рынка агрегированы в один большой международный, на котором идет торговля валютами только этих стран по отношению друг к другу, валютный курс можно представить как

$$e = \frac{\sum R_i^{CA} + \sum R_i^{K} + \sum R_i^{CB}}{\sum D_i^{CA} + \sum D_i^{K} + \sum D_i^{CB}}, \qquad (1)$$

где индексы CA, K, CB относятся к средствам в соответствующих валютах (R_i — национальной, D_i — иностранной), проходящим по счету текущих операций, счету движения капитала, счету изменения официальных валютных резервов ЦБ.

Поведение инвесторов и условия торговли в модели динамики валютного курса

В данной модели мир представлен двумя странами, торгующими друг с другом в соответствии со своей международной конкурентной позицией (торговыми преимуществами, выраженны-

Кузьмин Антон Юрьевич — докторант Финансовой академии при Правительстве РФ, канд. экон. наук.

ми величиной реального обменного курса). Также наличествуют равноправные двусторонние отношения двух стран-контрагентов и совместные действия монетарных органов по поддержанию стабильности валютного курса на желаемом уровне. По всей видимости, вариант «одна страна и остальной мир» предпочтительнее моделировать по методологии, изложенной автором в ранних работах, в частности [1].

Таким образом, движение средств в формуле (1) представлено симметрично по отношению друг к другу экспортно-импортными потоками партнеров и потоками капитала: $I^* = E$, $E^* = I$, $K^{*-} = K^+$, $K^{*+} = K^-$. (Астериск здесь и далее будет говорить о величинах, относящихся к противоположной стороне.)

В рамках введенных обозначений $\sum R_i^K = K^-$, $\sum D^K = K^+$ — соответственно сумма средств оттока (спроса в национальной валюте на иностранную валюту) и притока (предложения инвалюты) по счету движения капитала; $\sum R_i^{CA} = I$, $\sum D_i^{CA} = E$ — соответственно спрос в национальной валюте на иностранную со стороны импорта и предложение инвалюты со стороны экспорта.

В результате валютный курс представляется в виде:

$$\begin{aligned} e_t &= (I_t + K^-) \big/ (E_t + K^+) = \\ &= (E_t^* + K^{*+}) \big/ (E_t + K^+) = \\ &= (E_t^* + K^{*+}) \big/ (I_t^* + K^{*-}) = 1 \big/ e_t^*, \end{aligned} \qquad (2)$$

с совершенной симметрией определения валютных курсов.

Рост спроса на национальную валюту, дополненный уменьшением предложения иностранной, обусловлен следующими реальными и психологическими факторами:

- опасения инвесторов относительно повышения учетной ставки для предохранения экономики от перегрева;
- улучшение инвестиционного климата за счет увеличения роста экономики и притока портфельных и прямых инвестиций;
- улучшение общего психологического настроя участников рынка, касающегося лучших перспектив как страны, так и самого курса;
- осознаваемые и ожидаемые эффекты импортозамещения.

Любые мероприятия властей по увеличению денежной массы приведут к оттоку части средств на валютный рынок и пропорциональному повышению курса.

Все эти факторы относятся к счету движения капитала. Величина притока капитала является функцией, возрастающей по реальному совокупному продукту (международные инвесторы и спекулянты хотят купить его часть в своих ценах по вышеуказанным причинам) и по условиям торговли, представленным величиной реального валютного курса $e_{t-1}^R = e_{t-1} P_{t-1}^* \big/ P_{t-1}$.

Объяснение последнего кроется в том, что при падении национальной валюты (соответственно при увеличении валютного курса) улучшаются инвестиционные условия для нерезидентов, что подтвердили недавние исследования по Японии и США, а также ряду других стран. Положим зависимость следующей:

$$K_t^+ = k_{K^+} P_t^* \sqrt[3]{(Q_{t-1}^2 Q_t)^\theta}\, e_{t-1}^R, \qquad (3)$$

где Q_1 — совокупный реальный выпуск (например, реальный ВВП), P_t — совокупный уровень цен, а индексы t, $t-1$ указывают на, соответственно, начало и конец периода.

Симметрично определяется функция оттока капитала, направляемого на инвестиционные и спекулятивные цели:

$$K_t^- = k_{K^-} P_t \sqrt[3]{(Q_{t-1}^{*2} Q_t^*)^\rho}\, e_{t-1}^{*R}. \qquad (4)$$

По построению θ и ρ могут служить мерой международной мобильности капитала — большая их величина соответствует большей мобильности соответствующих межстрановых потоков.

Также объем валюты, поставленной на внутренний рынок, определяется объемом экспорта, который напрямую зависит от реальных условий торговли, и решениями производителей-экспортеров в момент времени $t-1$:

$$\begin{aligned} E_t &= P_t^* k_E \sqrt[3]{(Q_{t-1}^2 Q_t)}\, e_{t-1}^R = \\ &= P_t^* k_E^3 \sqrt{(Q_{t-1}^2 Q_t)}\, e_{t-1} P_{t-1}^* \big/ P_{t-1}. \end{aligned} \qquad (5)$$

Выражение $k_E^3 \sqrt{(Q_{t-1}^2 Q_t)}$ отражает тот факт, что экспорт является частью совокупного выпуска (по соображениям, высказанным автором ранее [2]).

Соответственно, предложение местной валюты симметрично определяется решениями производителей-импортеров (напомним, что импорт страны представляет экспорт ее контрагента):

$$\begin{aligned} I_t &= E_t^* = P_t k_I \sqrt[3]{(Q_{t-1}^{*2} Q_t^*)}\, e_{t-1}^{*R} = \\ &= P_t k_I^3 \sqrt{(Q_{t-1}^{*2} Q_t^*)}\, e_{t-1}^* P_{t-1} \big/ P_{t-1}^*. \end{aligned} \qquad (6)$$

Представленные зависимости в целом получили подтверждения в работе М. Бахмани-Оскоуи и Госвами [3], посвященной исследованию экспортно-импортных операций в мировой торговле. Проведенные ранее исследования, в частности на примере валютного курса рубля [1], показали наличие достаточно хорошего отклика на временных интервалах в один-два месяца, близ-

ких по структуре зависимостей. Многие отечественные авторы (из последних заслуживает внимания А.В. Улюкаев [4]) при анализе валютного курса рубля выделяют условия торговли, выражающиеся в эффективности внешнеторговых операций, в качестве одного из определяющих факторов. На основе наиболее показательных данных за начальные годы либерализации обращения рубля на внутреннем валютном рынке ряд авторов продемонстрировали, что из-за заниженной стоимости паритета для продукции экспорта (речь прежде всего идет о деятельности сырьевых отраслей) значительная отдача на вложенные средства (доходность операций по экспорту алюминия, меди, никеля колебалась в пределах 120–220%) приводила к росту экспортных операций и соответствующему увеличению предложения валюты на внутреннем рынке.

Валюта дорожает при увеличении зарубежных цен, что отражает симметричность ситуации.

В модели валютного курса рубля [1] также обосновано и доказано на статистических рядах экспорта и импорта России 1997–1999 гг. использование агентами на микроуровне в качестве основных детерминант внешнеторговых операций условий торговли, выраженных скорректированным по уровням цен номинальным валютным курсом.

Интересные исследования Ф. Карамазза [5] выявили, что ожидания инвесторов относительно смены паритета DEM/FRF в 1987–1991 гг. можно объяснить некоторыми фундаментальными макропеременными, включая относительный инфляционный дифференциал и условия торговли. Это, безусловно, должно быть учтено в построении модели. Л. Бартолини [6] также выявил связь между торговыми преимуществами и рыночными ожиданиями девальвации в 1987–1993 гг. Кроме того, была выявлена связь между ожидаемой девальвацией и CPI-индикатором международных преимуществ.

По сути, именно на данном этапе возникает концептуальное различие в оценке потоков по импортным операциям и последующих результатов по сравнению с моделированием по методологии «одна страна и остальной мир», где импорт не зависел от реальных условий торговли, выраженных величиной реального валютного курса. Симметричность и равноправие вносят коррективы и в дальнейшем позволят проанализировать ряд важных и интересных эффектов поведения реального и номинального двусторонних валютных курсов, равновесия платежных балансов и формирования международных конкурентных преимуществ.

Подставляя в (2) формулы (3), (4), (5), (6) и учитывая симметричность реального двустороннего валютного курса

$$e^R_{t-1} = e_{t-1}\, {P^*_{t-1}}/{P_{t-1}} = {1}/{e^{*R}_{t-1}}\text{, получим}$$

$$e_t = \frac{k_I P_t \sqrt[3]{Q^{*2}_{t-1}\, Q^*_t}\, e^{*R}_{t-1} + \cdots + k_{K^-} P_t \sqrt[3]{(Q^{*2}_{t-1}\, Q^*_{t-1})^{\rho}}\, e^{*R}_{t-1}}{P^*_t k_E \sqrt[3]{Q^2_{t-1}\, Q_t}\, e_{t-1}{}^R + \cdots + P^*_t k_{K^+} \sqrt[3]{(Q^2_{t-1}\, Q_t)^{\theta}}\, e_{t-1}{}^R} = \frac{P_t \sqrt[3]{(Q^{*2}_{t-1}\, Q^*_t)^{\rho}}}{P^*_t e^2_{t-1} \left({P^*_{t-1}}/{P_{t-1}}\right)^2 \sqrt[3]{(Q^2_{t-1}\, Q_t)^{\theta}}} \times \frac{(k_I \sqrt[3]{(Q^{*2}_{t-1}\, Q^*_t)^{1-\rho}} + k_{K^-})}{(k_E \sqrt[3]{(Q^2_{t-1}\, Q_t)^{1-\theta}} + k_{K^+})}, \quad (7)$$

где $\theta \geq 0$, $\rho \geq 0$.

Теперь, пользуясь свойствами ρ, $\theta >> 0$ и полагая константой из-за значительно большей стабильности динамики усредненного члена вида $\sqrt[3]{(Q^2_{t-1}\, Q_t)^{1-\theta}}$ по сравнению с подвижностью внешних и внутренних цен,

$$\frac{(k_I \sqrt[3]{(Q^{*2}_{t-1}\, Q^*_t)^{1-\rho}} + k_{K^-})}{(k_E \sqrt[3]{(Q_{t-1}{}^2 Q_t)^{1-\theta}} + k_{K^+})} = (k^/)^3 = const,$$

перепишем (7) в виде

$$e_t(e_{t-1})^2 = \frac{k^/ P_t}{P^*_t} \frac{Q^{*\rho/3}_t}{Q^{\theta/3}_t} \left(\frac{k' P_{t-1}}{P^*_{t-1}} \frac{Q^{*\rho/3}_{t-1}}{Q^{\theta/3}_{t-1}} \right)^2. \quad (8)$$

Временное разделение переменных дает итоговую формулу:

$$e(t, Q(t), P(t), P^*(t), Q^*(t)) = = e_t = k^/ \frac{P_t}{P^*_t} \frac{Q^{*\rho/3}_t}{Q^{\theta/3}_t}. \quad (9)$$

Теперь можно указать экзогенные переменные в модели. В (9) ими являются уровни цен P, P^* и совокупные продукты Q и Q^* в странах данного двустороннего валютного курса. Другими важнейшими детерминантами поведения валютного курса являются показатели движения капитала между странами, определенные величинами ρ, θ. В процессе построения модели остальные факторы (переменные импорта и экспорта, а также иные составляющие платежного баланса и условия торговли) были элиминированы.

Вообще говоря, (9) верна, если предположить равенство коэффициента k' константе. Эту трудность можно обойти, используя функции движения капитала вида

$$K^+ = k_{K^+} P^*_t (\theta \sqrt[3]{Q^2_{t-1}\, Q_t}) e^R_{t-1},$$

где зависимость от θ прямая, а не показательная.

При прочих равных ($P^*_t = const$, $Q_t = const$, $Q^*_t = const$) изменения валютного курса прямо связаны с изменениями внутренних цен. Иначе говоря, любые мероприятия властей по увеличению денежной массы приведут к оттоку части средств на валютный рынок и пропорциональному повыше-

нию курса. С другой стороны, при регулировании валютного курса Центральным банком целесообразно проводить его изменения в прямом соответствии с динамикой внутренних цен. Особенно это подходит к режиму регулируемого (называемого также грязным) плавания либо частично к режиму плавучей привязки. Также видно, что валюта дорожает при увеличении зарубежных цен, что отражает симметричность ситуации.

Одним из важнейших факторов, определяющих средне- и долгосрочное движение номинального валютного курса, является дифференциал инфляции между странами. Это полностью подтверждено работой Ф. Лэйна [7]. Динамически это $\frac{P_t}{P_t^*}$,

или в логарифмах $D_\pi = \pi - \pi^*$, в определениях автора, рассмотревшего эконометрическую модель на весьма представительных данных 1974–1992 гг., включая страны ОЭСР, с учетом поведения реального валютного курса, определенного как $e^R = e\left(P^*/P\right)$.

Проверка зависимости (9) в рамках верификации монетарной модели проводилась неоднократно и успешно. На основе методов оценки наибольшего правдоподобия для определения вектора коинтеграции временных рядов Йохансена – Йезулиуса Т. Чаулдри и П. Лоулер [8] на данных по курсам канадского доллара к валютам основных контрагентов, М. Мерш и Д. Нац [9] на основе квартальных данных по курсу USD/DEM 1983–1996 гг. подтвердили исходные зависимости типа (9).

В модели величины θ и ρ характеризуют степень физического предложения капитала. Именно эти показатели отвечают за огромные изменения рыночных валютных курсов, имеющие место вследствие взрывных изменений по счету движения капитала, которые выражаются в спекулятивной атаке на национальную валюту. Во многом это вызвано

нестабильностью политической ситуации, паническими настроениями инвесторов и т.д. Подобная ситуация была характерна для посткризисной России, в 1998–1999 гг. девальвировавшей свою национальную валюту более чем в 4 раза, что сравнимо с девальвациями в Индонезии (73,8%) и Южной Корее (48%), а также с недавней, хотя и не столь серьезной, но достаточно быстрой девальвацией сентября 2008 г. — февраля 2009 г.

Паритет покупательной способности и равновесная динамики реального валютного курса

В долгосрочном плане, однако, происходит смещение фундаментального пути от линейного, выражаемого формулой (9). Это обусловлено изменением коэффициента k', перестающего быть константой. Нетрудно заметить в

$$\sqrt[3]{\frac{(k_I\sqrt[3]{(Q_{t-1}^{*\,2}Q_t^*)^{1-\rho}}+k_{K-})}{(k_E\sqrt[3]{(Q_{t-1}^{\,2}Q_t)^{1-\theta}}+k_{K^+})}}=k^{/},$$

что неравномерное развитие экономик в долгосрочной перспективе приведет к изменениям k', причем тем большим, чем больше разница в темпах роста.

Стабильно высокие темпы роста, улучшение инвестиционного климата, приток капитала в страну, доверие к национальной экономической политике в долгосрочном периоде приводят к удорожанию номинального валютного курса (следовательно, и реального курса), что можно наблюдать в мировой экономике на примере завышения курсов валют промышленно развитых стран по отношению к развивающимся. Этому эффекту мы еще уделим внимание.

Сравнение результатов поведения валютного курса, выраженного формулой (9), и ППС-курса (PPP-rate) $e^{PPP} = P/P^*$ приводит к важным выводам: даже в случае рассмотрения нулевого внешнеторгового баланса и одновременно нулевого баланса движения капитала при стабильном частном совокупных выпусков

$$Q_t^{*\frac{1}{3}} \Big/ Q_t^{\frac{1}{3}} = const$$

равенство результатов будет достигнуто только при $k = 1$ (т.е. равенстве коэффициентов $k_{E^*} = k_E = k_I$, связанных с коэффициентами эластичности экспорта и импорта по совокупному выпуску), что, вообще говоря, не гарантировано. В более общем случае при учете движения капитала невозможность равенства коэффициента k' единице из-за неравномерностей развития (величина и темпы роста совокупного выпуска даже при $k_{E^*} = k_E = k_I$) гарантирует несоответствие поведения номинального валютного курса теории ППС и в долгосрочном, и в среднесрочном периоде.

Вышесказанное касается не только абсолютной, но и относитель-

ной версии ППС-курса. Данная концепция, заложенная в трудах Г. Касселя, изменяет форму динамики $e^{PPP} = k^{P_t}/P_t^*$, но не выводы.

И здесь немаловажным является динамическое поведение показателей

$$\sqrt[3]{\frac{(k_I \sqrt[3]{(Q_{t-1}^{*\,2}\, Q_t^*)^{1-\rho}} + k_{K^-})}{(k_E \sqrt[3]{(Q_{t-1}^{\;2} Q_t)^{1-\theta}} + k_{K^+})}} = k^{/},$$

связанное с первоначальным равновесием, и дифференциала в темпах развития

$$\frac{Q_t^{*\,\rho(t)/3}}{Q_t^{\;\theta(t)/3}}.$$

Ситуация усугубляется в варианте моделей поведения валютного курса маленькой страны, приспосабливающейся к остальному миру.

Несмотря на это, многие экономические модели исходят из того, что паритет покупательной способности должен выполняться по крайней мере в долгосрочной перспективе для товаров, торгуемых (traded) на международном рынке. Но многие эмпирические исследования свидетельствуют о неоднозначном решении проблемы. С одной стороны, исследования действительно подтверждают тесную взаимосвязь ППС и долгосрочных изменений валютных курсов. В статье К. Хаккио [10] на основе данных за период с 1900 г. была выявлена тенденция к возвращению номинального валютного курса к своим долгосрочным значениям, рассчитанным по ППС в перспективе 3–12 лет.

С другой стороны, исследования Б. Гудвина, Т. Греннеса, М. Волгенанта [11] и более ранние Я. Френкеля [12] подтвердили, что ППС-курс и Law of One Price работают весьма нечетко. Другие исследования, особенно по сравнению развивающихся и промышленно развитых стран и в краткосрочной, и в долгосрочной перспективе, показали значительные отклонения номинального валютного курса от ППС. Результаты сильно зависят от метода расчета реального курса — на базе CPI или дефлятора ВВП.

Согласно российским статистическим данным [13], расхождение между ППС рубля и его биржевым курсом на конец года составляло соответственно: в 1993 г. — 231 и 932, в 1994 г. — 922 и 2204, в 1996 г. — 2508 и 4554, в 1997 г. — 3611 и 5124, в 1999 г. — 5,41 и 24,62 рубля за доллар при резком перепаде между паритетами групп товаров. При продвижении от сырья к готовым товарам перепад ППС достигал 100 раз, причем в низкопаритетную зону входила продукция традиционного экспорта (топливо, сырье, лес, металлы), высокопаритетная зона включала по большей части продукцию импорта (технологическое оборудование, питание, промтовары потребительского назначения).

Причина подобного рода дисбалансов кроется в ценовых диспропорциях с остальным миром, обусловленных плохо развитой технологией производства, высоким расходом сырья и электроэнергии, низкой производительностью. Происходило резкое расхождение в начале реформ с последующим схождением. В августе 1998 г. рубль на ММВБ стоил около 65% от своей реальной стоимости. К этому уровню он возвращался к лету 2008 г. после резкого удешевления 1998–1999 гг., затем он совершил скачок порядка 55% в результате недавней девальвации сентября 2008 г. — февраля 2009 г.[1]

Безусловно, есть чисто техническое объяснение, делающее упор на неравенстве двух сравниваемых корзин за счет того, что невозможна идентичность входящих в них товаров. Несколько иной подход, позволяющий различным финансовым активам быть несовершенными заменителями, также объясняет отклонения от ППС.

Точкой на данный момент времени можно считать работу специалистов МВФ Й.-В. Чюнга, М. Чинна, А. Паскуаля [14]. Изучая способность ППС-подхода предсказывать будущие изменения номинального валютного курса, авторы на основе данных 1981–2002 гг. по ряду развитых (включая G7) и развивающихся стран пришли к отрицательному выводу. Еще одним ценным качеством данной работы является то, что моделирование происходило на основе CPI — реальных эффективных, а не двусторонних валютных курсов.

Причиной устойчивых непрерывных движений равновесного реального валютного курса, приводящих к значительным отклонениям от ППС (впервые они были выявлены Р. Харродом и позднее детально исследованы в середине 1960-х годов Б. Баласса и П. Самуэльсоном), могут быть различия темпов роста технологических изменений в торговых и неторговых секторах народного хозяйства. Важнейшим следствием при расчете реального курса с использованием цены и торгуемых, и неторгуемых товаров и услуг (либо в форме CPI, либо в форме дефлятора ВВП) будет тенденция к реальному удорожанию валюты стран с большим темпом роста производительности в торгуемых (чаще производственных), чем в неторгуемых (чаще в сфере услуг) отраслях. Этот феномен находит эмпирическое подтверждение в существующей переоценке валют промышленно развитых стран по сравнению со странами третьего мира.

Схожие выводы позволяет сделать предложенный автором макроэкономический подход к объяснению эффекта Харрода – Баласса – Самуэльсона на основе собственной двусторонней модели динамики валютного курса равноправных стран.

Кроме того, временная динамика реального валютного курса, выраженная (10), объясняет один из важнейших эффектов, наблюдаемых в мировой экономике: только реальные шоки приводят к изменениям реального валютного курса в средне- и долгосрочной перспективе. В то же время номинальные шоки в большей мере ответственны за девальвационные процессы номинального валютного курса. Используя месячные данные 1980–1996 гг. валютных курсов Чили, Колумбии, Малайзии, Сингапура, Южной Кореи и Уругвая, И. Чоудхури [15] подтвердил этот тезис. Совсем недавние исследования модели векторной авторегрессии четырех основных мировых валют (USD, DEM, GBP, JPY), осуществленные Б. Кемпа [16], привели к тем же результатам. ЭС

ПЭС 9201/06.08.2009

В августе 1998 г. рубль на ММВБ стоил около 65% от своей реальной стоимости.

Заметим, что (9) преобразуется в

$$e_t \frac{P_t^*}{P_t} = k' \frac{Q_t^{*\rho/3}}{Q_t^{\theta/3}}.$$

Слева представлен реальный валютный курс

$$e_t^R = e_t \frac{P_t^*}{P_t}.$$

Тогда

$$e_t^R = k' \frac{Q_t^{*\rho/3}}{Q_t^{\theta/3}}. \qquad (10)$$

Выражение (10) показывает временную зависимость реального валютного курса от макроэкономической динамики развития стран, представленного дифференциалом в темпах развития

$$\frac{Q_t^{*\rho/3}}{Q_t^{\theta/3}}.$$

Налицо явная взаимосвязь между удорожанием реального валютного курса и повышенными темпами роста одной из экономик. Данный эффект только однонаправленно усиливается динамикой показателя $k'(t)$, что показано в конце предыдущего пункта. Причем это верно не только для реальных двусторонних, но и эффективных валютных курсов.

Именно такое объяснение (наряду с ростом цен на энергоносители на мировых рынках, о чем прямо свидетельствуют модели поведения валютного курса маленькой страны, приспосабливающейся к остальному миру) на качественном уровне применимо к постоянному удорожанию реального валютного курса рубля в период с 1999 по 2008 г.

Примечания

1. Расчеты произведены по: Социально-экономическое положение России. М.: Федеральная служба государственной статистики, 2008–2009.

Литература

1. Кузьмин А.Ю. Многофакторная модель динамики валютного курса рубля // Федеративные отношения и региональная социально-экономическая политика. 2007. № 4.

2. Кузьмин А.Ю. Модель динамики курса рубля // Современные методы исследований в управлении социально-экономическими системами: Материалы первой весенней конференции молодых специалистов. М.: ГУ — ВШЭ, 1999.

3. Bahmani-Oskoee M., Goswami. Exchange Rate sensivity of Japan's bilateral trade flows // Japan and the world economy. 2004. Vol. 16, № 1.

4. Улюкаев А.В. Современная денежно-кредитная политика: проблемы и перспективы // М.: Дело, 2008.

5. Caramazza F. French-German Interest Rate Differentials and Time-Varying Realignment Risk // Washington: IMF Staff Papers. Vol. 40, 1993, September.

6. Bartolini L. Devaluation and Competitiveness in a Small Open Economy: Ireland 1987–1993 // IMF Working Paper WP/93/82, Washington: IMF, 1993, November.

7. Lane, Ph. R. What determines the nominal exchange rate? Some cross-sectional evidence // Canad. j. of economics = Rev. canad. d'economique. Toronto, 1999. Vol. 32. № 1.

8. Chouldhry T., Lawler P. The Monetary Model of Exchange Rate evidence from Canadians Float of 1950 s. // J. of macroeconomics, № 19, 1997.

9. Moersch, M., Nautz, D. A note on testing the monetary model of the exchange rate // Appl financial economics. L., 2001. Vol. 11, № 3.

10. Hakkio C.S. Is Purchasing Power Parity a Useful Guide to the Dollar? // Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review. Vol. 77, 1992.

11. Goodwin B.K., Grennes T., Wohlgenant M.K. Testing the Law of One Price When Trade Takes Time // J. of International Money and Finance, № 9, 1990, March.

12. Frenkel J.A. Purchasing Power Parity Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920's // J. of International Economics. Vol. 8, 1978, May.

13. Социально-экономическое положение России. М.: Российское статистическое агентство, Федеральная служба государственной статистики, 1994–1999 (разные выпуски).

14. Cheung Y.-W., Chinn M., Pascual A.G. Empirical Exchange Rate models: Are any Fit to Survive? // IMF Working Paper WP/04/73, 12. Washington: IMF, 2004.

15. Chowdhury I. Sources of Exchange Rate fluctuation: empirical evidence from six emerging market countries // Appl. Financial Economics. Vol. 14, № 1, 2004.

16. Kempa B. How important are nominal shocks in driving real exchange rate? // Jb. Fur Nationalokonomic u. Statisik, Stuttgart, Bd. 225, H. 2, 2005.