

Взаимосвязь реального курса рубля и динамики промышленного производства в России

Конторович В.К.

В статье предпринята попытка оценить взаимосвязь реального курса рубля и динамики промышленного производства с 1992 по 2000 гг. С помощью набора эконометрических моделей получены оценки эластичности индекса промышленного производства по реальному курсу рубля для характерных интервалов указанного периода.

Замедление темпов экономического роста со второй половины 2000 г. вызвало широкую дискуссию по вопросу выбора экономической политики с целью сохранения позитивных тенденций, наблюдавшихся в экономике после кризиса 1998 г. В частности, подробно обсуждаются и меры институционального характера, и вопросы, связанные с денежно-кредитной и бюджетной политикой.

Особое внимание уделяется политике валютного курса. Причем имеется широкий диапазон мнений по влиянию валютного курса на экономический рост и для периодов, предшествовавших кризису 1998 г., и для послекризисного периода. Соответственно, имеются разные точки зрения на причины и последствия этого кризиса для экономики страны. Активная дискуссия развернулась и в отношении текущих вопросов проведения политики валютного курса.

Следует отметить, что по проблеме влияния валютного курса на экономический рост опубликовано большое количество работ. В докладе Е. Гурвича [9], содержится обзор литературы, достаточно полно отражающей различные точки зрения и подходы по этой проблематике как отдельных специалистов, так и МВФ и Мирового банка. Так, по мнению ряда авторов, спад производства и последовавший финансовый кризис 1998 г. в России определялся, в первую очередь, неразвитостью основных государственных и рыночных институтов, а не политикой завышения валютного курса.

В монографии М. Монтеса и В. Попова [11] на большом количестве примеров подробно обсуждаются механизмы валютно-финансовых кризисов последних десятилетий. При этом российский кризис 1998 г., напротив, классифицируется как исключительно валютный, связанный только с поддержанием обменного курса рубля на необоснованно высоком уровне. При этом отмечается, что азиатский финансовый кризис 1997 г. не определил, а только ускорил приближение российского кризиса.

В ряде публикаций А. Илларионова [7] подробно обсуждаются причины спада производства и финансового кризиса 1998 г. В частности, обосновывается мнение о том, что валютный курс рубля был переоценен и девальвация рубля

Конторович В.К. – советник Минфина России.

Мнение и выводы, изложенные в работе, могут не совпадать с официальной позицией Минфина России.

была неизбежна. Кроме того, в ряде недавних выступлений и публикаций А. Илларионов высказывает мнение о сильном негативном влиянии укрепления рубля на рост отечественного производства (см., например, [8]).

Подробный анализ влияния ряда факторов, в том числе укрепления рубля, на состояние российской экономики в период после кризиса 1998 г. приводится также в работах В. Бессонова, Т. Гуровой, А. Ивантера [5], В. Бессонова, А. Ивантера, Н. Кириченко [6], А. Белоусова, А. Ивантера, Н. Кириченко [3] и других авторов.

При этом объектами анализа обычно являются или краткосрочные эпизоды, или периоды, характеризующиеся более или менее постоянной экономической политикой и устойчивой внешней средой. Как отмечает А. Аникин [2], аргументы обычно не подкрепляются эконометрическими расчетами.

Все это делает необходимым проведение эконометрического анализа факторов экономического развития в России с использованием информации за весь период активной трансформации.

Ниже приводятся некоторые результаты эконометрической оценки влияния реального курса рубля на динамику промышленного производства на интервале с 1992 по 2000 гг.

Используемые данные

В качестве показателя, характеризующего экономический рост, в работе рассматривается динамика промышленного производства¹⁾.

Для описания динамики промышленного производства использовались временные ряды **индексов интенсивности промышленного производства (ИИПП)**, ежемесячно публикуемые Центром экономической конъюнктуры при Правительстве Российской Федерации (ЦЭК) [1]. Данный показатель представляет собой индекс изменения среднесуточного объема производства за каждый месяц рассматриваемого периода по отношению к январю 1990 г. При этом в публикуемых данных из показателей динамики объемов среднесуточного производства разработчиками индекса исключаются календарная и сезонная составляющие²⁾.

Наряду с этим ЦЭК публикует индекс интенсивности структурных сдвигов и индикатор «качества» структуры промышленного производства. Все эти показатели согласованы друг с другом и дают достаточно полную картину динамики промышленного производства³⁾.

¹⁾ Официальные ежемесячные данные по ВВП публиковались Госкомстатом России только до октября 1998 г.

²⁾ Индекс интенсивности промышленного производства (ИИПП) рассчитывается совместно группами Э.Ф. Баранова (ЦЭК) и В.А. Бессонова (ГУ-ВШЭ). ИИПП вычисляется как средневзвешенная величина путем агрегирования индексов по 128 важнейшим видам продукции в отраслевые, а отраслевые – в индекс по промышленности в целом. Для построения весов используются среднегодовые цены производителей продукции за 1995 г. Динамические ряды ежемесячных объемов производства важнейших видов продукции охватывают их выпуск по «полному кругу» (то есть включая изготовление продукции крупными и средними, совместными, малыми предприятиями и промышленными подразделениями непромышленных предприятий – в той мере, в какой они учитываются в статистической отчетности).

³⁾ Подробное описание методики расчетов этих показателей можно найти в работе В.А. Бессонова [4]. Необходимо отметить, что индексы интенсивности промышленного производства не полностью сопоставимы с соответствующими индексами промышленного произ-

Индекс реального курса рубля рассчитывался как отношение российского ИПЦ к номинальному курсу доллара к рублю⁴). В качестве индикатора мировых цен на энергоносители использовалась цена нефти марки Brent.

Графики временных рядов представлены на рис. 1. Видно, что логарифмы ИИПП и реального обменного курса демонстрируют сходную долгосрочную динамику.

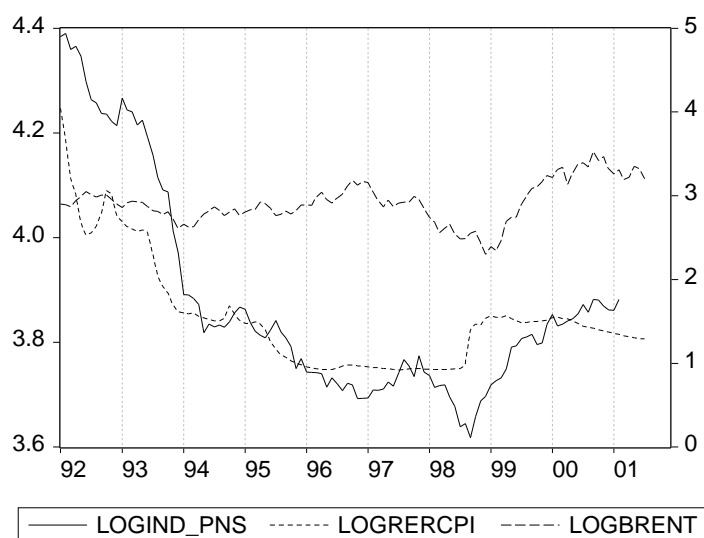


Рис. 1. Логарифмы ИИПП (Logind_PNS) (левая шкала), реального обменного курса доллара к рублю⁵) (LogRERCPI) и цены на нефть марки Brent (LogBRENT) (правая шкала)

С целью уменьшения вероятности получения «мнимых» зависимостей при построении регрессионных моделей исследовались стохастические свойства используемых временных рядов. Проверка временных рядов на нестационарность осуществлялась с помощью расширенного теста Диккей-Фуллера (Augmented Dickey-Fuller test). Результаты приведены в Приложении 1. Возможность наличия коинтеграции рядов исследовалась с помощью теста Йохансена (Приложение 2). Направление взаимосвязей проверялось с помощью теста Гренджера (Приложение 3). Для расчетов использовался прикладной пакет EViews.

водства, исчисляемыми Госкомстатом России. Поэтому все расчеты повторялись также на данных Госкомстата по индексу промышленного производства, а также по индексу реального ВВП с исключением календарной и сезонной составляющих, которые были любезно предоставлены Е.Т. Гурвичем.

⁴) Номинальный курс доллара к рублю брался по данным Банка России, ИПЦ – по данным Госкомстата. Обсуждение возможных вариантов определения реального валютного курса можно найти, например, в [10, 12].

⁵) Реальный обменный курс доллара к рублю есть величина, обратная реальному курсу рубля к доллару. Соответственно логарифмы этих величин равны по модулю и противоположны по знаку.

Описание расчетов

1. Сначала рассмотрим влияние одного реального курса рубля на ИИПП⁶⁾. Для этого с целью оценки эластичности индекса промышленного производства относительно реального курса рубля к доллару с помощью МНК по ежемесячным данным указанных показателей оценивались коэффициенты следующего регрессионного уравнения⁷⁾:

$$(1) \quad \ln(Y)_t = c - a \cdot \ln(X)_{t-i} + \varepsilon_t,$$

где Y – значение индекса интенсивности промышленного производства, X – индекс реального курса рубля к доллару, i – временной лаг. При такой спецификации искомая оценка эластичности равна a .

Временной лаг (i) подбирался по критерию $\min(AIC)$ ⁸⁾.

Результаты расчетов для четырех характерных периодов представлены в табл. 1.

Таблица 1.
Характеристики регрессионной модели 1 для разных интервалов времени за 1992–2000 гг.

№	Интервал	n	a	i	$S.E.$	R^2_{adj}	$D.W.$	AIC
1.	Январь 1992 – декабрь 2000	108	0,253 (37,3)	4	0,047	0,931	0,317	-6,07
2.	Январь 1993 – декабрь 2000	96	0,255 (33,3)	4	0,040	0,921	0,362	-6,396
3.	Январь 1993 – декабрь 1996	48	0,268 (37,7)	3	0,031	0,968	0,689	-6,938
4.	Январь 1996 – декабрь 2000	60	0,216 (14,3)	8	0,031	0,774	0,432	-6,889

⁶⁾ Использовать простейшую однофакторную модель предложил к.э.н. С.М. Игнатьев. Исходная задача заключалась в том, чтобы проверить представленные миссией МВФ прогнозы темпов экономического роста России при различных значениях выбранных миссией факторов. Некоторые результаты расчетов по данной модели докладывались на международной конференции по среднесрочному прогнозированию (Москва, 28–29 сентября 2000 г.)

⁷⁾ Согласно результатам расширенного теста Диккей-Фуллера (Augmented Dickey-Fuller test) все использованные ряды в логарифмах оказались первого порядка интегрирования. Тест Гренджера показал, что реальный обменный курс является причиной (по Гренджеру) индекса интенсивности промышленного производства. Тест Йохансена выявил возможность наличия коинтеграции (долгосрочного равновесного соотношения) между логарифмами индекса интенсивности промышленного производства и реального курса рубля к доллару. Результаты тестов приведены в Приложениях 1, 2 и 3.

⁸⁾ В наших расчетах этот критерий давал согласованный результат с критерием $\max(R^2_{adj})$.

Где n – количество наблюдений, i – оптимальный лаг, R_{adj}^2 – скорректированный R^2 , $S.E.$ – среднее квадратическое отклонение, $D.W.$ – значение статистики Дарбина – Уотсона, AIC – значение информационного критерия Акайке. В круглых скобках указаны значения t -статистик для соответствующих коэффициентов регрессии.

При условии наличия коинтеграции достаточно низкие значения $D.W.$ могут свидетельствовать о том, что в спецификации модели отсутствуют какие-то существенные факторы.

Из табл. 1 видно, что на различных временных интервалах, включающих и период резкого снижения уровня индекса интенсивности промышленного производства, и период его активного увеличения (с конца 1998 г.), полученные оценки эластичности лежат в интервале (0,22–0,26).

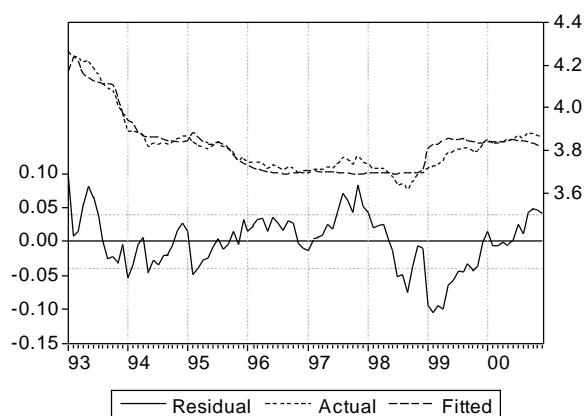


Рис. 2. Фактические (actual), оцененные значения (fitted) – правая шкала и остатки (residual) – левая шкала, по модели (1) для временного интервала с января 1993 по декабрь 2000 г.

Обращает на себя внимание тот факт, что в 1997 и 1998 гг. расчеты ИИПП по модели 1 значительно отклоняются от наблюдаемых данных. По-видимому, имеются какие-то неучтенные в модели факторы.

Чтобы убедиться в том, что на ИИПП влияет именно реальный курс рубля, а не номинальный курс и ИПЦ в отдельности, с помощью теста Вальда проверялась гипотеза о равенстве коэффициентов в следующей регрессии:

$$(2) \quad \ln(Y)_t = c - b_1 \cdot \ln(exr)_{t-i} + b_2 \cdot \ln(cpi)_{t-i} + \varepsilon_t$$

где Y – значение индекса интенсивности промышленного производства, exr – номинальный обменный курс рубля к доллару, cpi – индекс потребительских цен.

Результаты расчетов приведены в табл. 2.

Видно, что для случаев 3, 4 и 5 тест Вальда свидетельствует в пользу гипотезы о равенстве коэффициентов b_1 и b_2 и, следовательно, в пользу того, что начиная, по крайней мере, с июля 1993 г. ИИПП зависел именно от реального курса рубля.

Таблица 2.

**Характеристики регрессионной модели 2
для разных интервалов времени за период 1992–2000 гг.**

№	Интервал	<i>n</i>	b_1	b_2	<i>i</i>	<i>S.E.</i>	R^2_{adj}	<i>D.W.</i>	<i>AIC</i>	Тест Вальда
1.	Янв. 1992 – Дек. 2000	108	0,209 (17,1)	0,227 (25,4)	4	0,044	0,940	0,302	-6,22	F-stat=17,8 Prob(F)=0,0000 Prob(Chi-sq)=0,0000
2.	Янв. 1993 – Дек. 2000	96	0,230 (19,9)	0,241 (27,2)	4	0,039	0,926	0,356	-6,45	F-stat =7,69 Prob(F)=0,0067 Prob(Chi-sq)=0,0055
3.	Июл. 1993 – Дек. 2000	90	0,216 (18,9)	0,220 (23,0)	4	0,036	0,872	0,354	-6,62	F-stat =2,34 Prob(F)=0,1296 Prob(Chi-sq)=0,1259
4.	Янв. 1993 – Дек. 1996	48	0,249 (6,7)	0,249 (12,3)	3	0,030	0,960	0,638	-6,92	F-stat =1,08 Prob(F)=0,3050 Prob(Chi-sq)=0,2991
5.	Янв. 1996 – Дек. 2000	60	0,165 (5,48)	0,131 (2,89)	7	0,037	0,785	0,426	-6,92	F-stat =3,81 Prob(F)=0,0557 Prob(Chi-sq)=0,0508

2. Уточним исходную модель. Тест Йохансена свидетельствует в пользу наличия коинтеграции между логарифмами ИИПП, реального курса рубля и цены на нефть (Приложение 3). Поэтому дополним исходную модель 1 еще одним фактором – логарифмом цены на нефть. Мировая цена нефти может отражать влияние «внешних» факторов на индекс интенсивности промышленного производства.

Так же как и для модели 1, оценивались линейные регрессии. Для различных временных интервалов, принадлежащих периоду 1992–2000 гг., временные лаги у факторов подбирались по критерию $\min(AIC)$, которые давали согласованные результаты с критерием $\max(R^2_{adj})$. Для периода с января 1992 г. по январь 2000 г. оценивалась следующая регрессия.

$$(3) \quad \ln(Y)_t = c - a \cdot \ln(X)_{t-i} + b \cdot \ln(Br)_{t-j} + \varepsilon_t,$$

где Y – ИИПП, X – индекс реального курса рубля к доллару, Br – цена на нефть марки Brent, i, j – лаги.

Результаты расчетов приведены в табл. 3.

Таблица 3.

**Характеристики регрессионной модели 3
для характерных интервалов времени за период 1992–2000 гг.**

№	Интервал	<i>n</i>	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>i</i>	<i>j</i>	<i>S.E.</i>	R^2_{adj}	<i>D.W.</i>	<i>AIC</i>
1.	Янв. 1992 – Дек. 2000	108	0,251 (43,3)	0,114 (6,3)	4	4	0,040	0,950	0,470	-6,387
2.	Янв. 1993 – Дек. 2000	96	0,254 (40,1)	0,104 (7,1)	4	4	0,032	0,948	0,614	-6,804
3.	Янв. 1993 – Дек. 1996	48	0,265 (39,5)	0,115 (2,8)	3	4	0,028	0,972	0,899	-7,060
4.	Янв. 1996 – Дек. 2000	60	0,195 (16,2)	0,084 (6,9)	6	4	0,025	0,858	0,692	-7,330

Из сравнения данных таблиц 1 и 3 видно, что использование в качестве дополнительного фактора цены на нефть улучшает характеристики регрессионной модели.

Данная модель позволяет объяснить спад, наблюдаемый в 1998 г., однако не объясняет подъем, отмеченный статистикой в 1997 г. При этом результаты расчетов не приводят к качественно новым выводам относительно влияния реального курса рубля на ИИПП.

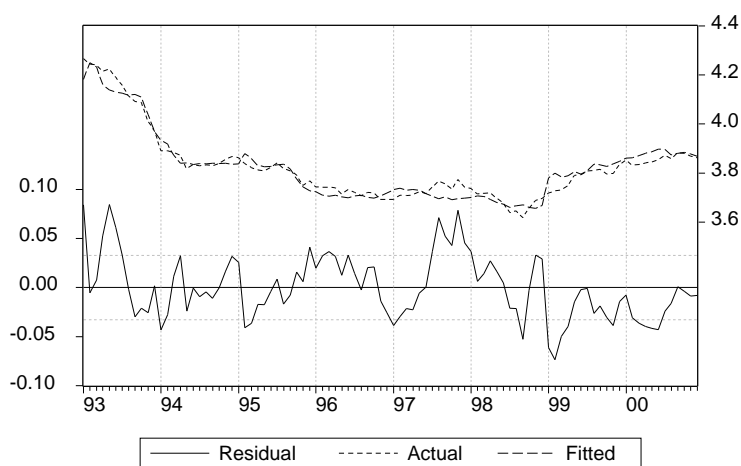


Рис. 3. Фактические (actual), оцененные значения (fitted) – правая шкала и остатки (residual) – левая шкала, по модели 3 для временного интервала с января 1993 по декабрь 2000 г.

Обсуждение и выводы

По вопросу влияния реального курса рубля на экономический рост в России существует весьма широкий диапазон мнений. Однако, как правило, рассматриваются или краткосрочные эпизоды, или периоды, характеризующиеся более или менее постоянной экономической политикой и устойчивой внешней средой.

В данной работе для исследования взаимосвязи реального курса рубля с динамикой промышленного производства использовались общедоступные временные ряды максимально возможной длины. Расчеты показывают, что на всем протяжении активных реформ российской экономики существовала сильная негативная корреляция индекса интенсивности промышленного производства и реального курса рубля. При этом увеличение реального курса рубля на 1% с лагом в несколько месяцев сопровождалось уменьшением индекса промышленного производства примерно на 0,2%. Точнее, для периода с 1992 г. по 1996 г., на который приходится резкое снижение уровня индекса интенсивности промышленного производства, эластичность этого показателя по реальному курсу рубля составляла около 0,25. Для периода с 1996 г. по 2000 г., на котором с конца 1998 г. наблюдалось постоянное увеличение ИИПП, указанная эластичность составляла около 0,2.

Приведенные результаты расчетов свидетельствуют в пользу того, что, по крайней мере, с середины 1993 г. именно реальный курс рубля, а не номинальный

курс и ИПЦ, взятые в качестве отдельных факторов, влиял на индекс интенсивности промышленного производства.

Включение в модель в качестве дополнительного фактора, отражающего изменение внешних условий, мировой цены на нефть улучшает статистические свойства модели, но качественно не изменяет результаты, полученные с помощью однофакторной модели. При этом проведенные с помощью указанной двухфакторной модели дополнительные расчеты свидетельствуют о наметившейся в последнее время тенденции к некоторому уменьшению значения эластичности индекса интенсивности промышленного производства по реальному курсу рубля.

Следует иметь в виду, что приведенные в данной работе модели фиксируют взаимосвязь переменных, но не раскрывают ее механизмы. Механизмы взаимосвязи реального валютного курса и показателей экономического роста могут быть достаточно сложными, включать различные эффекты «второго порядка», обратные связи и не ограничиваться только «классическим» расширением (сокращением) экспорта и импорта, а также импортозамещением.

Необходимо отметить, что в содержательном теоретическом исследовании О. Дынниковой [10] автор, в частности, обосновывает свои сомнения в «бесспорности классических взглядов на влияние уровня обменного курса на выпуск». Эти обстоятельства, разумеется, надо иметь в виду, также как и принимать во внимание то, что существуют многочисленные исследования, результаты которых не противоречат упомянутым «классическим взглядам».

Во всяком случае, результаты настоящего исследования, не претендующего на исчерпывающий анализ обсуждаемых вопросов, свидетельствуют в пользу того, что при выработке экономической политики в России реальный обменный курс, который во многом определяется сознательными действиями властей, необходимо рассматривать в качестве важнейшего макроэкономического ориентира.



Автор искренне благодарен к.э.н. С.М. Игнатьеву, инициировавшему проведение данного исследования, а также д.э.н. Э.Ф. Баранову, к.ф.-м.н. В.А. Бессонову, к.э.н. Е.Т. Гурвичу, к.э.н. Э.Б. Ершову, д.э.н. А.Н. Илларионову, к.ф.-м.н. Г.Г. Канторовичу, д-ру М. Мохтари, А.В. Новикову и д.э.н. В.В. Попову за подробное обсуждение результатов исследования и полезные замечания.

Ответственность за возможные неточности и ошибки несет, разумеется, только автор.

* * *

*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Анализ динамики промышленного производства, январь 1990 года – декабрь 2000 года. М.: ЦЭК, 2000.
2. Аникин А. Российские экономисты об инфляции // Финансы, 2000, 9.
3. Белоусов А., Ивантер А., Кириченко Н. Экономическая экспансия: как не проесть удачу // Эксперт, 2000, № 1–2.

4. Бессонов В.А. О трансформационных структурных сдвигах российского промышленного производства // *Экономический журнал ВШЭ*, 2000, 4, № 2. С.184–219.
5. Бессонов В., Гурова Т., Ивантер А. Нечаянная радость // *Эксперт*, 1999, № 17.
6. Бессонов В., Ивантер А., Кириченко Н. Деньги грядущие нам готовят что? // *Эксперт*, 2000, № 28.
7. Илларионов А. Как был организован финансовый кризис // *Вопросы экономики*, 1998, № 11, 12.
8. Илларионов А. Русские симптомы голландской болезни. Доклад на международной конференции «Посткоммунистическая Россия в контексте мирового социально-экономического развития». Москва, 1–2 дек. 2000 г.
9. Гурвич Е. Государственная политика стимулирования экономического роста. Научный доклад. М.: ЭЭГ, 2000, 53 с. http://www.eeg.ru/public_ru
10. Дынникова О. Макроэкономические перспективы укрепления рубля и валютная политика. Научный доклад. М.: ЭЭГ, 2000. http://www.eeg.ru/public_ru
11. Монтеc М.Ф, Попов В.В. «Азиатский вирус» или «голландская болезнь»? Теория и история валютных кризисов в России и других странах: Пер. с англ. – 2-е изд. М.: Дело, 2000, 136 с.
12. Шагалов Г.Л. Вопросы определения рациональности политики валютного курса стран СНГ // *Экономика и математические методы*, 2001, т. 37, № 1. С. 25–36.

Приложение 1.

Проверка временных рядов на нестационарность

Таблица 1.

Статистика Дикки-Фулера для интервала 1993–2000 гг.

y_t	Ляг	$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$		$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$		$y_t = \alpha + \phi t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$	
		y_t	Δy_t	y_t	Δy_t	y_t	Δy_t
Ln(IND)	3	-1,03	-3,04***	-2,64*	-3,12**	-1,61	-3,72**
	4	-0,83	-2,76***	-2,57	-2,84*	-1,75	-3,45**
Ln(RER)	3	-1,60	-6,42***	-2,27	-6,50***	-1,71	-6,88***
	4	-1,84	-5,20***	-2,11	-5,32***	-1,07	-5,91***
Ln(EXR)	3	-1,68*	-3,03***	-1,82	-3,54***	-2,76	-3,66**
	4	-1,52	-2,92***	-1,75	-3,41**	-2,76	-3,54**
Ln(CPI)	3	-0,68	-2,45**	-2,86*	-2,45	-3,28*	-2,56
	4	-0,64	-2,46**	-2,86*	-2,49	-3,26*	-2,66
Ln(BRT)	3	-0,26	-4,11***	-1,76	-4,11***	-1,96	-4,12***
	4	-0,26	-4,03***	-1,83	-4,03***	-2,00	-4,06***

где IND – очищенный от сезонности индекс интенсивности промышленного производства;

RER – реальный курс рубля к доллару США;

EXR – номинальный курс рубля к доллару США;

CPI – индекс потребительских цен;

BRT – цена нефти марки BRENT.

При превышении значения статистики ADF критического значения нулевая гипотеза о нестационарности должна быть отвергнута на соответствующем уровне значимости.

*** – значения, превышающие критические на 1-процентном уровне значимости;

** – значения, превышающие критические на 5-процентном уровне значимости;

* – значения, превышающие критические на 10-процентном уровне значимости.

Приложение 2.

Результаты теста Гренджера

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1993:01 2000:12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
Lags: 2			
LOGRERCPI does not Granger Cause LOGIND_PNS	96	12,3433	1,8E-05
LOGIND_PNS does not Granger Cause LOGRERCPI		1,50019	0,22855
Lags: 5			
LOGRERCPI does not Granger Cause LOGIND_PNS	96	5,14186	0,00036
LOGIND_PNS does not Granger Cause LOGRERCPI		0,74683	0,59065
Lags: 10			
LOGRERCPI does not Granger Cause LOGIND_PNS	96	2,48673	0,01241
LOGIND_PNS does not Granger Cause LOGRERCPI		0,97198	0,47481

где LOGRERCPI – логарифм реального курса доллара к рублю;

LOGIND_PNS – логарифм ИИПП.

Результаты теста свидетельствуют в пользу того, что логарифм реального курса рубля к доллару является причиной (по Гренджеру) индекса интенсивности промышленного производства.

Приложение 3.

Проверка коинтеграции временных рядов

3.1. Результаты теста Йохансена для логарифма реального курса доллара к рублю и логарифма ИИПП.

Sample: 1993:01 2000:12

Included observations: 96

Test assumption: No deterministic trend in the data

Series: LOGIND_PNS, LOGRERCPI

Lags interval: 1 to 3

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0,151990	23,47645	19,96	24,60	None *
0,076592	7,649628	9,24	12,97	At most 1

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5% (1%) significance level.

L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level.

3.2. Результаты теста Йохансена для логарифма реального курса доллара к рублю, логарифма ИИПП и логарифма цены на нефть,

Sample: 1993:01 2000:12

Included observations: 96

Test assumption: No deterministic trend in the data

Series: LOGIND_PNS, LOGRERCPI, LOGBRENT

Lags interval: 1 to 3

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0,216854	40,08406	34,91	41,07	None *
0,096746	16,61821	19,96	24,60	At most 1
0,068868	6,850024	9,24	12,97	At most 2

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5% (1%) significance level.

L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level.