

ДИНАМИКА ИНФЛЯЦИИ В РОССИИ И США

B.I. Alyokhin

Dynamics of inflation in Russia and the USA

Введение

Инфляция является одной из ключевых переменных во многих макроэкономических теориях и рыночных зависимостях, которые помогают политикам во всем мире принимать решения по многим важным вопросам. В частности, центральные банки полагаются на знание свойств временных рядов, которыми они измеряют инфляцию, поскольку эти свойства влияют на масштаб потерь для экономики и общества, которые сопровождают борьбу с инфляцией. В изучении динамики инфляции важное место занимает поиск ответа на вопрос, является инфляция стационарной или нет. Любой центральный банк мечтает о стационарной инфляции, раз уж совсем избавиться от нее нельзя (а в небольших дозах она вроде бы полезна). У такой инфляции короткая память на шоки извне, и для ее «успокоения» не требуются экстраординарные усилия регулятора, усугубляющие экономические трудности общества.

Но как показали в 1982 г. Нельсон и Пlossер, в США ИПЦ и еще 12 основных макроэкономических величин являются нестационарными из-за содержащегося в них единичного корня.¹ Так в эмпирическую макроэкономику «ворвалась» гипотеза единичного корня (ГЕК). По словам Канторовича, «это произвело впечатление разорвавшейся бомбы. Известный экономист Сарджент заметил, что все, что сделано до сих пор в области макроэкономической динамики, подлежит пересмотру».² С тех пор

открытие Нельсона и Пlossера чаще подтверждалось, чем опровергалось, в основном благодаря эконометристам, которые создали тесты на единичный корень, способные учитывать структурные сдвиги, нелинейность и другие особенности данных.

Цель исследования, результаты которого изложены в настоящей статье, - протестировать ГЕК на данных об инфляции в России и США. «В макроэкономике мало выводов, в которых мы можем быть уверенными, - пишет Расселл. - Один из них заключается в том, что инфляция в США была нестационарной в последние полвека».³ Тем не менее в данной работе проверке на единичный корень подверглись не только российские, но и американские данные. Ведь после заявления Расселла прошло почти 10 лет; данных стало больше и на их динамике могли сказаться какие-то крупные события. И конечно, сравнение российской инфляции с американской с помощью анализа временных рядов представляет отдельный интерес. Статья имеет следующие разделы:

- Анализируемые данные
- Разностно стационарная инфляция
- Инфляция с единичным корнем
- Сильно персистентная инфляция
- Некоинтегрированная инфляция
- Заключение

Уже названия разделов 2-5 сообщают читателю основные результаты исследования.

Анализируемые данные

В России и США популярным показателем инфляции является ИПЦ, измеряющий отношение стоимости фиксированного набора товаров и услуг в текущем периоде к его стоимости в базисном периоде и отражает изменение во времени общего уровня цен на товары и услуги, приобретаемые населением для непроизводственного потребления. Базисным может быть предыдущий период (месяц, кварта, год), последний период прошлого года, соответствующий период прошлого года и период с начала отчетного года. Тейлор рекомендовал устанавливать цель

для полного ИПЦ ради полноты ценовой картины экономики и рассчитывать его за текущий период по отношению к соответствующему периоду предыдущего года.⁴

Мы так и поступили, взяв за показатель инфляции полный ИПЦ (темпа прироста потребительских цен за месяц) к соответствующему месяцу предыдущего года. Данные получены с сайта Федеральной службы государственной статистики и сайта Inflation Data.⁵ Период наблюдения – с января 2002 г. по июль 2016 г. Это 175 месячных значений ($T = 175$). Сезонность в данных, если и присутствует, то очень слабая, чтобы эконометрический пакет TRAMO мог ее надежно уловить, поэтому их сезонная компонента приравнена к нулю. Принятый в данной работе доверительный интервал - 95% (уровень значимости $\alpha = 0,050$).

Часто инфляцию делят на «ползучую» (менее 3% в год), «идущую» (3-10%), «бегущую» (10-20%) и «галопирующую» или гиперинфляцию (20-100%). Самуэльсон объединил «ползучую» инфляцию с «идущей» в умеренную инфляцию (менее 10% в год). Умеренная инфляция стабильна и не является серьезной экономической проблемой. Как показывает табл. 1, в России инфляция в своем максимуме не дотягивает до «галопирующей», а в минимуме не опускается до «ползучей», будучи в среднем «умеренной». Кроме того, судя по эксцессу, у нее проблемы с нормальным распределением. В США инфляция за редким исключением – «получая» к большому удовлетворению потребителей, предпринимателей, правительства и профсоюзных боссов.⁶ Коэффициент простой корреляции ИПЦ России и ИПЦ США равен -0,047. Нулевая гипотеза отсутствия корреляции не опровергнута: $t = -0,627$ ($p = 0,531$).

Таблица 1. Описательная статистика ИПЦ

Показатель	Россия	США
Среднее	10,465	2,072
Минимум	3,570	-2,100
Максимум	18,960	5,600
Стандартное	3,491	1,385

отклонение		
Асимметрия	0,139	-0,198
Эксцесс	-0,997	0,237

Как видно из табл. 2, ИПЦ России провалил формальные тесты на нормальное распределение. Гипотеза нормальности опровергнута до и после логарифмирования. Вообще нормальное распределение – редкое свойство рядов экономической динамики. Но ИПЦ США им обладает.

Таблица 2. Результаты тестов на нормальное распределение ИПЦ (в скобках р-значение)

Тест	Россия	США
Дурника-Хансена	12,165 (0,002)	1,844 (0,398)
Жака-Бера	7,816 (0,020)	1,552 (0,460)
Шапиро-Уилка	0,966 (0,000)	0,989 (0,222)

Разностно стационарная инфляция

Процесс называется стационарным, если его среднее, дисперсия и ковариация не меняются со временем. В противном случае процесс – нестационарный. Основная причина нарушения стационарности – тренд в среднем значении из-за наличия 1) единичного корня или 2) детерминированного тренда.

В первом случае процесс именуется процессом единичного корня или разностно стационарным (DS-) процессом. Случайные шоки имеют перманентный эффект, и процесс не возвращается к среднему. Чаще достаточно взять первую разность, чтобы восстановить стационарность.

Во втором случае процесс именуется стационарным по тренду (TS). Случайные шоки имеют преходящий эффект, и процесс возвращается к среднему (которое меняется со временем из-за тренда). TS-процесс – не строго стационарный, но его можно сделать таковым, выделив тренд.

В качестве альтернативных носителей нестационарности Нельсон и Пlossер рассмотрели DS- и TS-процессы. Простейший из них – процесс простого случайного блуждания:

$$y_t = y_{t-1} + u_t, \quad (1)$$

где $y_0 = 0$, u_t – белый шум ($\sim IIDN(0, \sigma^2)$).

Этот процесс можно записать как $y_t = \sum u_t$. Превращение в сумму случайных шоков подчеркивает именуемую бесконечной памятью способность y_t запоминать навсегда возмущение от каждого шока.

Если в модель (1) добавить константу, μ , то y_t становится процессом случайного блуждания с дрейфом, где μ – параметр дрейфа.

$$y_t = \mu + y_{t-1} + u_t. \quad (2)$$

В зависимости от знака μ процесс является положительной или отрицательной случайной функцией времени, именуемой стохастическим трендом. У него не только дисперсия, но среднее меняется со временем. Возмущение от любого шока не исчезает вместе с шоком, а сохраняется навсегда, влияя на y_t в бесконечно далеком будущем.

Будучи нестационарными в уровнях, процессы случайного блуждания стационарны в разностях и потому именуется разностно стационарными (difference stationary - DS). В терминах ARMA-методологии Бокса и Дженкинса, DS-процессы имеют интегрированность (I) порядка 1 или $I(1)$ для краткости, а стационарные процессы - $I(0)$.⁷

TS-процессы имеют постоянную дисперсию и непостоянное среднее, которое можно выразить детерминированной функцией времени, именуемой детерминированным трендом, t . Линейный процесс можно записать как

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + u_t, \quad (3)$$

а процесс с линейным и квадратическим трендами как

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \mu_2 t^2 + u_t.$$

4)

В отличие от DS-процессов эти процессы не имеют бесконечной памяти. Отклонения от тренда не влияют на их долгосрочную эволюцию или, говоря иначе, любой шок u_t не меняет долгосрочную «склонность» y_t оставаться на линии тренда. До выхода в свет работы Нельсона и Пlossера исследователи полагали, что основные макроэкономические ряды относятся к процессам TS-класса. Нельсон и Пlossер опровергли TS-гипотезу в пользу DS-гипотезы. Из 14 рядов 13, включая ИПЦ и дефлятор ВВП, оказались процессами случайного блуждания с дрейфом.⁸

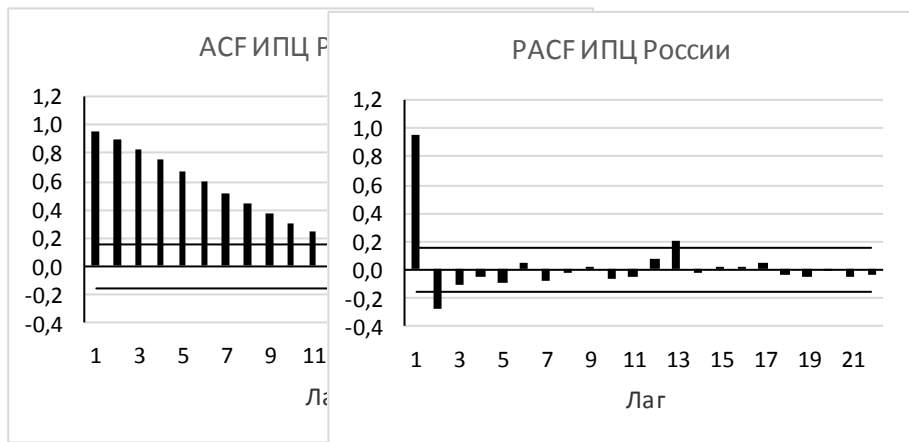
Часто за TS-процесс принимают процесс случайного блуждания с дрейфом. Обе модели – с дрейфом и белым шумом, но в модели случайного блуждания y_t регрессируется по y_{t-1} , а в модели с детерминированным трендом – по времени, mt . TS-процесс имеет среднее, которое растет «вокруг» постоянного и независимого от времени тренда. Изучая рис. 1, склоняешься к выводу, что на нем изображены процессы случайного блуждания с дрейфом. А крупные колебания могут «намекать» на структурные сдвиги, которые являются одной из форм нестационарного поведения.



Рис. 1. ИПЦ России и ИПЦ США

Вывод о принадлежности ИПЦ России и ИПЦ США к DS-классу напрашивается также при инспекции автокорреляционной функции (ACF) и частной автокорреляционной функции (PACF) ИПЦ. На рис. 2 в типичной для нестационарного ряда манере ACF ИПЦ России медленно и плавно убывает, опускаясь (до 0,151) на лаге 13 к верхней критической границе (0,149) и оставаясь положительной на всех 22 лагах, отмеренных для ее построения. Это соответствует «поведению» автокорреляции процесса

случайного блуждания. АСФ ИПЦ США убывает чуть быстрее, почти касаясь верхней критической границы на лаге 9 (0,160) и «срываясь» в отрицательные значения на лагах 12-14, но это не меняет общего сходства с АСФ ИПЦ России. Если АСФ показывается, уместна ли авторегрессия для описания данных, то PACF показывает порядок авторегрессии. У обоих рядов это первые 13 лагов; после лага 13 (до лага 174 включительно) PACF статистически не отличается от нуля (колеблется в доверительном интервале).



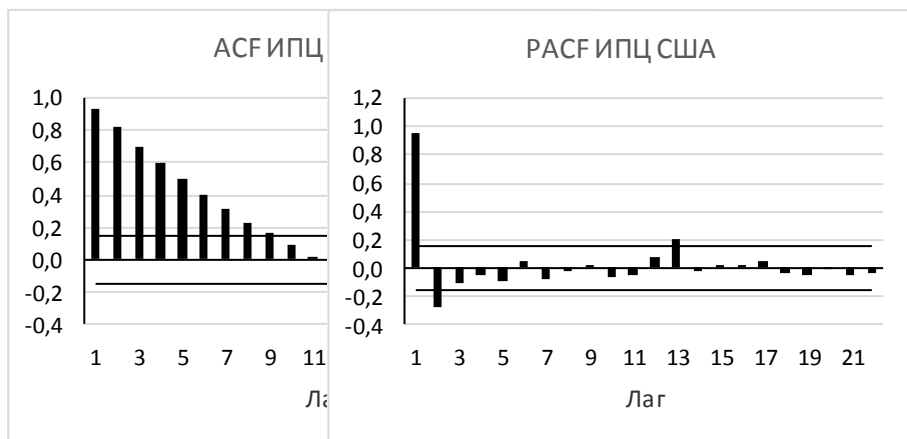


Рис. 2. Коррелограммы

В данной работе для обнаружения единичного корня и статуса тренда использованы две стратегии: первая – селекция модели по информационным критериям, вторая – тестирование ГЕК. Первая стратегия – успешная альтернатива второй, когда исследователя интересует модель, которая лучше других поддерживается данными, а не аргументы, позволяющие уверенно опровергнуть конкретную гипотезу. Если исследователь считает ошибочное опровержение гипотезы стационарности такой же неудачей, как и ошибочное опровержение ГЕК, то первая стратегия может сработать лучше второй. Недостатком первой стратегии является утрата контроля над вероятностью опровержения модели, когда модель верна (ошибка типа I тестирования статистических гипотез). Поэтому логично сочетать ее со второй стратегией.

Реализация первой стратегия начинается с выбора информационного критерия. Каждый такой критерий решает свои задачи, оптимизируя сочетание смещенности модели (из-за исключения полезной переменной) и потери эффективности (из-за включения избыточной переменной). В данной работе использован (и для других целей тоже) информационный критерий Акаике

(AIC), применяемый к регрессиям, ошибки которых нормально распределены и имеют постоянную дисперсию. AIC – мерило сравнительного качества моделей, построенных на данных из одной выборки. Он оценивает качество каждой модели относительно качества остальных моделей, и модель с минимальным AIC, считается лучшей. AIC вознаграждает за точность подгонки и штрафует за потерю эффективности. Это объективный способ выявить в группе моделей предельно экономную модель, так как не надо полагаться на случайную компоненту модели. Согласно принципу экономии, только модель с минимальным числом параметров адекватно описывает процесс. AIC - строгий оценщик, основанный на солидных принципах статистики (например, максимальное правдоподобие), легко калькулируемый и интерпретируемый.

В табл. 3 приведены результаты оценивания моделей (1)-(4) методом наименьших квадратов (МНК). О точности подгонки можно судить по скорректированному коэффициенту детерминации R^2 , а о балансе смещенности и потери эффективности – по AIC. Минимальный AIC у модели (2). Она не такая экономная, как модель (1), и точность подгонки у нее чуть ниже, но включение константы делает ее более эффективной, так как (почти) значимая константа – не избыточный параметр. Две TS-модели явно проигрывают модели (2) по общему качеству. Минимальный AIC не означает, что модель (2) содержит единичный корень. Он лишь означает, что модель (2) – лучшая, а лучшая модель принадлежит DS-классу с его стохастическим трендом. Это косвенное свидетельство в пользу DS-представления инфляции.

Таблица 3. Результаты оценивания моделей (1)-(4) (в скобках p -значение)

Модели	Константа	t	t^2	Y_{t-1}	R^2	AIC
Россия						
1 (DS-	-	-	-	0,990	0,99	369,2

процесс простого случайного блуждания)				(<0,000 1)*	5	83
2 (DS-процесс случайного блуждания с дрейфом)	0,297 (0,075)	-	-	0,965 (<0,000 1)	0,959	368,086
3 (TS-процесс с линейным трендом)	13,276 (<0,000 1)	-0,031 (<0,000 1)	-	-	0,210	894,837
4 (TS-процесс с линейным и квадратическим трендами)	16,293 (<0,000 1)	-0,134 (<0,000 1)	0,001 (<0,000 1)	-	0,352	861,055
США						
1 (DS-процесс простого случайного блуждания)	-	-	-	0,980 (<0,000 1)	0,961	247,028
2 (DS-процесс случайного блуждания с дрейфом)	0,129 (0,053)	-	-	0,937 (<0,000 1)	0,877	245,226
3 (TS-процесс с линейным трендом)	2,969 (<0,000 1)	-0,010 (<0,000 1)	-	-	0,134	587,424
4 (TS-	2,036	0,021	-0,000	-	0,21	570,5

процесс с линейным и квадратическим трендами)	(<0,000 1)	(0,004)	(<0,000 1)		8	50
--	---------------	---------	---------------	--	---	----

* Здесь и далее заменяет экспоненциальное число.

Инфляция с единичным корнем

AIC не является тестом гипотезы; он не сообщает ничего об абсолютном качестве модели (2). В данном случае абсолютное качество сводится к присутствию или отсутствию в модели (2) единичного корня. Для формального решения этой дилеммы использована вторая стратегия - тестирование ГЕК. Верна ГЕК или нет – важный вопрос, и эконометристы разработали целую батарею тестов на единичный корень. Для цели данной работы их можно разделить на две группы: традиционные тесты с допущением, что структурные сдвиги в данных отсутствуют (параметры модели стабильны), и тесты с допущением, что структурные сдвиги возможны, и с алгоритмом их обнаружения.

Из традиционных тестов использованы расширенный тест Дики-Фуллера (ADF-тест), ADF-тест с обобщенным методом наименьших квадратов (ADF/GLS-тест) и тест Квятковского-Филлипса-Шмидта-Шина (KPSS-тест). ADF-тест - самый ходовой в семействе традиционных тестов. Он выдает t -статистику для параметра φ в следующей регрессии:

$$\Delta y_t = \mu_t + \varphi y_{t-1} + \sum_{t=1}^k \gamma_t \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

где Δ - оператор разности, k – порядок лагов, а $\sum_{t=1}^k \gamma_t \Delta y_{t-1}$ – сумма коэффициентов γ при лагированной до k первой разности y_t .

Нулевая гипотеза теста - $\varphi = 0$ (ГЕК) против альтернативной $\varphi < 0$. Отсюда крупные отрицательные значения статистики теста, которые ведут к опровержению нулевой

гипотезы, если они меньше критического значения на данном уровне значимости. Поскольку тесту подвергается не исходные данные, а остатки регрессии, невозможно использовать стандартное t -распределение для расчета критических значений статистики теста, поэтому используются основанные на специфическом распределении критические значения Маккинона.⁹ Более того, форма распределения и критические значения статистики теста зависят от того, какая модель выбрана из следующих четырех возможных моделей детерминированного параметра μ_t :

А. $\mu_t = 0$ (модель (1) в табл. 3).

В. $\mu_t = \mu_0$ (модель (2)).

С. $\mu_t = \mu_0 + \mu_1 t$ (модель (3)).

Д. $\mu_t = \mu_0 + \mu_1 t + \mu_2 t^2$ (модель (4)).

Этот выбор важен, поскольку речь идет о размере и мощности теста. Размер теста – это вероятность опровержения ГЕК, когда она верна (ошибка типа I). Размер искажается, если подлинная вероятность не та, которую автор считает подлинной. Такое случается, когда подлинное распределение статистики теста отличается от используемого, и касается в первую очередь ADF-теста с его нестандартным и зависящим от порядка лагов распределением статистики теста. Мощность теста – это вероятность неопровержения ГЕК, когда она неверна (ошибка типа II). Малая мощность означает высокую вероятность неопровержения ГЕК, когда она неверна, и ошибочное заключение о наличии единичного корня. Мощность – это единица минус размер.¹⁰

Необоснованное включение константы или детерминированного тренда в регрессию (5) ведет к искажению оценки φ , означающему, что эмпирический уровень значимости не соответствует номинальному. А необоснованное исключение детерминированного тренда при сохранении константы ведет к занижению мощности теста. С другой стороны, необоснованное

включение константы или детерминированного тренда снижает мощность теста, и иногда эта потеря может быть значительной.

Судя по AIC, надежный результат следовало ожидать от модели (2). Впрочем, у регрессии (5) есть «свой» AIC: с моделью A он равен 203,085, с моделью B - 197,681, с моделью C - 198,890 и с моделью D - 199,763. Итак, регрессия (5) с моделью B – лучшая, а модель B – это модель (2) в табл. 3. Тесты выполнены с константой.

Еще одна проблема – порядок лагов. Результаты ADF-теста (и других тоже) чувствительны к порядку лагов, k , с которым регрессия (5) «проникает» в прошлое ряда. Если k слишком мал, то уцелевшая в остатках автокорреляция может исказить размер теста, а если k слишком велик, то размер сохранится, но может снизиться мощность теста. Выбор k – это поиск оптимального соотношения размера и мощности. Эксперименты по методу Monte Carlo показали, что лучше ошибиться во втором «если».

Для определения максимального порядка лагов, k_{max} , использована популярная формула Шверта $k_{max} = [12 * (T/100)^{0,25}] = 13$, где T – размер выборки, $[x]$ – целая часть числа.¹¹ Вспомним, что на лаге 13 ACF опускается до верхней границы доверительного интервала. После выбора модели теста и k_{max} , ADF-тест выполняется, начиная с k_{max} , до тех пор, пока на каком-то меньшем лаге, k , информационный критерий не достигнет минимума. Для выбранного таким образом «оптимального» k оценивается регрессия (5) и выдается статистика теста. В данном случае $k_{max} = k = 13$. Кстати, AIC для регрессии (5) рассчитан с 13 лагами.

Результаты ADF-теста часто вызывают недоверие исследователей в основном из-за серьезного искажения размера или малой мощности (малой вероятности отличить подлинные процессы единичного корня ($\varphi = 0$) от почти подлинных ($\varphi < 0$)). Следствие этих причин - слишком частое опровержение ГЕК в пользу предположения о стационарности. Поэтому

использован также ADF-тест, модифицированный Эллиотом, Ротенбергом и Стоком.¹² Они предложили оценивать параметры, характеризующие μ_t , не МНК, а обобщенным методом наименьших квадратов (GLS), и затем, как обычно, подвергать остатки этой регрессии ADF-тесту. Считается, что для вышеуказанных моделей μ_t ADF/GLS-тест имеет большую мощность, чем ADF-тест.

Нг и Перрон в свою очередь показали, что AIC выбирает слишком низкий порядок лагов и это искажает размер теста. Они разработали модифицированный AIC (MAIC), что привело к существенному улучшению размера. По словам Перрона, «взятые вместе, эти модификации - выделение тренда посредством GLS и правило селекции порядка лагов - обеспечивают процедуры для создания тестов на единственный корень с намного улучшенными размером и мощностью».¹³

Как уже отмечалось ряды макроэкономической динамики обычно содержат единичный корень. У ADF-теста и ADF/GLS-теста нулевая гипотеза - ГЕК. Но в классическом тестировании гипотез нулевая гипотеза принимается, если только не получены убедительные аргументы против нее. Нулевой должна быть не ГЕК, а гипотеза стационарности. KPSS-тест как раз и проверяет предположение о стационарности против ГЕК. Идея KPSS-теста проста. Если y_t можно записать как $y_t = \mu + u_t$, где $u_t \sim I(0)$, то не только среднее y_t есть состоятельная оценка μ , но и долговременная дисперсия u_t есть хорошо определенная, конечная величина. ГЕК же исключается эти свойства. Тест, опровергающий нулевую гипотезу, если на данном уровне значимости статистика теста больше критического значения. Из-за противоположности нулевых гипотез KPSS-тест нередко используется в паре с ADF-тестом.

В табл. 4 представлены результаты тестов с $k_{max} = k = 13$ для ADF-теста и ADF/GLS-теста и с $k = 4$ для KPSS-теста. ADF-тест и ADF/GLS-тест не опровергли ГЕК. KPSS-тест не подтвердил

предположение о стационарности. Таким образом, оба ряда содержат единичный корень или являются $I(1)$.

Таблица 4. Статистика традиционных тестов на единичный корень с константой (в скобках P -значение)

	ADF*	ADF/GLS	KPSS-тест
Россия	-2,635 (0,086)	-0,426 (0,530)	1,056 (<0,01)
США	-1,572 (0,497)	-1,255 (0,193)	0,750 (<0,01)

*Критическое значение для $\alpha = 0,050$: ADF-тест –(минус) 2,879, ADF/GLS-тест значение –(минус) 1,950, KPSS-тест - 0,462.

Традиционные тесты построены на предположении об отсутствии в данных структурных сдвигов (стабильности параметров модели), что не позволяет надежно установить порядок интегрированности инфляции - $I(0)$ или $I(1)$. Структурным сдвигом является разрыв уровня или наклона тренда ряда, после которого ряд выходит из доверительного интервала и параметры модели меняются. Причины самые разные - технический прогресс, деловой цикл, новые предпочтения экономических агентов, государственные акции, институциональные реформы, падение цен на нефть, валютный кризис...

Показав в 1989 г., что невнимание к структурным сдвигам ведет к существенной потере мощности тестов, Перрон снабдил ADF-тест способностью распознавать один сдвиг уровня, наклона тренда или их сочетания и таким образом обнаружил, что американский ИПЦ нестационарен с учетом сдвига уровня.¹⁴ Пионерская работа Перрона принесла большую пользу экономистам, так как многие ряды экономической динамики, включая инфляцию, чреватые структурными сдвигами.

Разработанный в 1992 г. тест Зивота и Эндрюса (ZA-тест) стал первым тестом на единичный корень с эндогенным (из данных) извлечением одного сдвига.¹⁵ В 1997 г. появился тест Ламсдейла и Папелля (LP-тест), позволяющий тестировать ГЕК с двумя эндогенно выявленными сдвигами при альтернативной гипотезе.¹⁶ Если у Перрона тест требует экзогенного задания точки

сдвига (исследователем), то ZA-тест и LP-тест сами извлекают точки из данных. Например, ZA-тест считает точкой сдвига период времени, когда статистика теста достигает минимума (максимально отрицательна). Из-за этого ZA-тест, LP-тест и другие подобные тесты называются тестами с эндогенным обнаружением сдвигов или просто эндогенными тестами.

Существенным недостатком эндогенных тестов является то, что они исключают возможность сдвига при нулевой гипотезе. Если допустить, что при ГЕК существует сдвиг, то возникают два нежелательных результата. Во-первых, искажаются размеры тестов, что ведет к слишком частому опровержению ГЕК. Исследователь может заключить, что ряд стационарен с дрейфом, но фактически ряд нестационарен с дрейфом. Эти ложные опровержения ГЕК учащаются с ростом магнитуды сдвига. Во-вторых, эндогенные тесты неверно определяют точку (период времени) сдвига. Точка устанавливается на один период раньше подлинного момента сдвига – там, где ошибка оценки параметра персистентности ряда достигает максимума и ложные опровержения особенно часты. Эта проблема существует как при нулевой, так и при альтернативной гипотезе.¹⁷

В 1999 г. Ли и Стразиич предложили два альтернативных эндогенных теста – один с двумя сдвигами, на который не влияют сдвиги при нулевой гипотезе, и другой с одним сдвигом, не зависящий от магнитуды сдвига как при нулевой, так и при альтернативной гипотезе, и, следовательно, исключающий ложные опровержения в обоих случаях. Два теста были сведены в один LS-тест, позволяющий определить правильное число сдвигов в константе и тренде. Опровержение ГЕК однозначно подразумевает TS-процесс.¹⁸

В табл. 5 приведены результаты ZA-теста, LP-теста и LS-теста для России. За период с конца 2007 г. до середины 2016 г. тесты обнаружили несколько сдвигов. Большинство их случилось в худшие для российской экономики годы – 2008, 2009 и 2014. Сдвиги 2014:06, 2014:07 и 2014:09 настолько близки друг к другу хронологически, что можно говорить об одном сильном сдвиге в

III квартале 2014. Именно в июне 2014 г. началось стремительное обесценение рубля по отношению к доллару США, которое прекратилось (на время) в конце 2014 г. В ноябре 2014 г. Банк России, оказавшись перед угрозой истощения валютных резервов, отпустил рубль в свободное «плавание». Наконец, во второй половине 2014 г. заработали антироссийские санкции, и в России стартовал экономический кризис. Тем не менее ZA-тест, LP-тест и LS-тест, как и традиционные тесты, не опровергли ГЕК.

Таблица 5. ИПЦ России: результаты тестов на единичный корень со структурными сдвигами ($k = 13$)

Модели тестов	Точка сдвига	Статистика теста	Критическое значение
ZA-тест с одним сдвигом			
Константа	2014:07	-3,894	-4,800
Тренд	2013:04	-3,511	-4,420
Константа и тренд	2011:02	-4,227	-5,080
LS-тест			
Константа с одним сдвигом	2010:11	-1,649	-3,566
Константа с двумя сдвигами	2007:02, 2010:11	-1,726	-3,842
Константа и тренд с одним сдвигом	2014:09	-3,764	-4,510
Константа и тренд с двумя сдвигами	2008:06, 2014:09	-4,973	-5,286
LP-тест с двумя сдвигами			
Константа	2007:08, 2014:06	-4,832	-6,160
Тренд	2009:04, 2013:01	-4,204	-6,620
Константа и тренд	2008:02, 2012:07	-5,380	-6,750

В табл. 6 приведены результаты ZA-теста, LP-теста и LS-теста для США. В колонке «Точка сдвига» чаще других мелькает 2008 г. Это был год, когда глобальный финансовый кризис нанес американской экономике наибольший урон. После резкого скачка в 2008 г. инфляция сменилась дефляцией на четыре месяца в 2009 г.¹⁹ Однако, учет структурных сдвигов и на этот раз не привел к опровержению ГЕК.

Таблица 6. ИПЦ США: результаты тестов на единичный корень со структурными сдвигами ($k = 13$)

Модели тестов	Точка сдвига	Статистика теста	Критическое значение
ZA-тест с одним сдвигом			
Константа	2008:10	-3,242	-4,800
Тренд	2005:05	-2,829	-4,420
Константа и тренд	2008:10	-3,681	-5,080
LS-тест			
Константа с одним сдвигом	2008:08	-1,978	-3,566
Константа с двумя сдвигами	2004:09, 2008:08	-2,147	-3,842
Константа и тренд с одним сдвигом	2006:03	-2,801	4,510
Константа и тренд с двумя сдвигами	2008:10, 2011:06	-4,541	-5,286
LP-тест с двумя сдвигами			
Константа	2008:09, 2014:06	-4,804	-6,160
Тренд	2005:10, 2009:08	-2,965	-6,620
Константа и тренд	2007:10, 2010:09	-5,879	-6,750

Подводя промежуточный итог, отметим, что все тесты указывают на один из двух целочисленных результатов: ИПЦ -

$I(1)$. Это плохая инфляция. Центральный банк должен принять «драконовские» меры в надежде, что сокращение агрегатного спроса быстро ослабит накопленные возмущения от шоков и инфляция войдет в диапазон умеренных значений. Хорошая, «покладистая» инфляция – это $I(0)$. Она стационарна в уровнях, и возмущения от шоков проходят в тот же период, что и шоки. Центральный банк, раз и навсегда превративший инфляцию из $I(1)$ в $I(0)$, заслуживает специальной похвалы общества (а общество должно быть готово поддержать центральный банк в реформировании инфляции).

Но может быть, у плохой инфляции есть оттенки. Что, если порядок интегрирования равен не целому, а дробному числу, например, $I(0,75)$? Мы прибегли к тесту на дробное интегрирование, которое позволяет формально разложить память инфляции «по полочкам». Дробно-интегрированные процессы стали стандартным классом моделей для описания длинной памяти временных рядов.

Инфляция с длинной памятью

Процесс обладает нулевой корреляционной памятью, если зависимость между наблюдениями полная. У процесса с короткой памятью зависимость слабая. Модели нулевой и короткой памяти в значительной мере недооценивают сложности явлений в природе и обществе. Поэтому были открыты ряды с длинной и бесконечной памятью. ACF ряда с длинной памятью медленно и плавно убывает, оставаясь положительной на всех лагах, отмеренных для ее построения. Под это описание подходит ACF ИПЦ России на рис. 2. Возмущения от шоков длительны, но не бесконечны, и ряд с длинной памятью возвращается к нормальному уровню. Он может быть стационарным и нестационарным. Ряд с бесконечной памятью навсегда запоминает шок, который сказывается на всех его будущих значениях. Это нестационарный ряд, который никогда не возвращается к нормальному уровню.²⁰

Таким образом, по отношению к нулевой и бесконечной памяти длинная память – все равно, что «скорее да» и «скорее нет» между крайними «да» и «нет» в опросах общественного мнения. С

точки зрения экономиста, длинная память важна, поскольку рядом экономической динамики зачастую невозможно приписать один из двух целочисленных порядков интегрированности – 0 или 1. И любой центральный банк мечтает о том, чтобы инфляция имела короткую память и «не держала зла» за внешние шоки, а мудрый и настойчивый центральный банк может укоротить память инфляции.

Дробно-интегрированные модели имеют следующую форму:

$$(L - 1)^d y_t = u_t, \quad (6)$$

где u_t – стационарный относительно ковариации процесс ($I(0)$), чья функция спектральной плотности положительна и конечна на нулевой частоте, d – любое число и L – оператор лагов.

Параметр d определяет память процесса. Чем ближе он к единице, тем сильнее персистентность процесса и продолжительнее возмущения от шоков. Свойства процесса можно классифицировать в зависимости от d следующим образом:

- 1) $d > 1$: нестационарный процесс; воздействие внешних шоков возрастает со временем.
- 2) $d = 1$: нестационарный процесс с бесконечной памятью ($I(1)$).
- 3) $0,5 \leq d < 1$: нестационарный ряд с бесконечной дисперсией, вызываемой большими прерывистыми шоками, но в долгосрочном плане возвращается к нормальному уровню; шоки запоминает надолго.
- 4) $0 < d < 0,5$: стационарный ряд с конечной дисперсией и возвратом к нормальному уровню.
- 5) $d = 0$: стационарный ряд с конечной дисперсией и быстрым возвратом к среднему; шоки быстро забываются, их влияние на будущие значения скоротечно ($I(0)$).

- б) $d < 0$: стационарный антиперсистентный ряд; если в предыдущем периоде был рост, то в следующем периоде будет падение, и наоборот.

Результаты теста на дробное интегрирование приведены в табл. 7. Нулевая гипотеза - $d = 0$. Для оценивания d использована локальная оценка Уиттла. Нулевая гипотеза не подтверждена. В приведенной выше классификации нужный интервал – 3. Следовательно, ИПЦ России - нестационарный ряд с длинной памятью, который в долгосрочном плане ряд возвращается к нормальному уровню. Память ИПЦ США не такая длинная, ибо d меньше.

Таблица 7. Результаты проверки на дробное интегрирование с локальной оценкой Уиттла

	d (стандартная ошибка = 0,109)	z-статистика (в скобках значение p)
Россия		
ИПЦ	0,815	7,473 (0,000)
ΔИПЦ	0,205	1,885 (0,059)
США		
ИПЦ	0,644	5,906 (0,000)
ΔИПЦ	-0,353	-3,239 (0,001)

Какая память у стационарного ИПЦ? Возьмем первую разность (Δ), чтобы удалить стохастический тренд и превратить ИПЦ в стационарный ряд. Теперь протестируем его на дробное интегрирование с $m = 21$. В приведенной выше классификации нужный интервал – 4. Следовательно, в обеих странах инфляция в уровнях - стационарный ряд с конечной дисперсией и возвратом к нормальному уровню. «Покладистая» инфляция.

Сильно персистентная инфляция

В словарях персистентностью (persistence) называется «продолжение следствия после удаления причины». Словарное определение хорошо улавливает эконометрический смысл. Если

временной ряд испытал внешний шок, то уровень персистентности даст представление о влиянии шока на будущие значения ряда. Вернется ряд быстро к своему нормальному уровню или еще больше удалится от него? В случае сильной персистентности шок оставит неизгладимый след, и ряд будет дрейфовать в сторону от своего исторического пути.

Уже медленное и плавное убывание ACF наводит на мысль о персистентности инфляции. Для формального определения персистентности использована экспонента Херста (родоначальника учения о памяти гидрологических процессов).²¹

Экспонента Херста, H , количественно характеризует относительную тенденцию ряда быстро возвращаться к среднему значению или, наоборот, выстраиваться в определенном направлении. Классифицировать персистентность в зависимости от H можно следующим образом:

- 1) $0,5 < H < 1$: персистентный ряд; в краткосрочном плане рост в прошлом вероятнее всего сменится ростом в будущем, и наоборот.
- 2) $H \cong 0,5$: «случайно блуждающий» ряд (с независимыми приращениями и конечной дисперсией); вероятность оказаться больше или меньше текущего наблюдения одинакова; динамика непредсказуема.
- 3) $0 < H < 0,5$: антиперсистентный ряд; в краткосрочном плане рост в прошлом вероятнее всего сменится падением в будущем, и наоборот.

Чтобы точнее оценить H , ряд должен быть достаточно длинным. ИПЦ имеет достаточный размер (175 значений). H оценивается путем подгонки к данным степенного закона

$$E[R(n)/S(n)] = Cn^H, n \rightarrow \infty,$$

7)

где

R – размах (разность между минимальным и максимальным значениями ряда),

S – стандартное отклонение,

C – константа,

n – число наблюдений,

E – знак математического ожидания.

С ростом n нормированный размах, R/S , имеет тенденцию увеличиваться. Наклон этого тренда или коэффициент регрессии логарифма R/S по логарифму n и есть H . Следуя методу Херста, 175 значений ИПЦ были поделены сначала на две части по 87 наблюдений в каждой, затем на четыре части по 43 наблюдения, затем на восемь частей по 21 наблюдений и наконец на 17 частей по 10 наблюдений в каждой. Получилось пять частичных рядов или подвыборок. Затем для каждой подвыборки были подсчитаны R , S и R/S . R/S и n всех подвыборок были прологарифмированы.

В табл. 8 и 9 показаны данные для оценивания регрессии логарифма R/S по логарифму n и результаты оценивания. В приведенной выше классификации нужный интервал – 1. Следовательно, инфляция в обеих странах - сильно персистентный процесс. Связывая этот результат с результатами тестов на единичный корень, приведем скорее эмпирическое, чем формальное определение персистентности в эконометрике временных рядов: ряд, содержащий единичный корень, должен быть сильно персистентным.

Таблица 8. Данные для оценивания регрессии логарифма R/S по логарифму размера выборки

n	R/S	$\log n$	$\log R/S$
175	61,23	7,45	5,94
87	32,18	6,44	5,01
43	16,97	5,43	4,09
21	8,84	4,39	3,14
10	4,29	3,32	2,10

Таблица 9. Результаты оценивания регрессии логарифма R/S по логарифму размера выборки (число наблюдений - 5, метод оценивания - МНК)

	Константа	H
Россия	-0,946 (0,041)	0,925 (0,007)
США	-0,908 (0,143)	0,894 (0,025)

Некоинтегрированная инфляция

Если две и более переменных - $I(1)$ и существует хотя бы одна их линейная комбинация $I(0)$, то они коинтегрированы. Коинтеграция – это эконометрическая концепция, имитирующая пребывание переменных $I(1)$ в стабильном долгосрочном равновесии.²² Долгосрочная равновесная связь – свойство только коинтегрированных переменных. Коинтеграция - это когда нестационарные переменные, «разбежавшись» недалеко и ненадолго в разные стороны, возвращаются в предсказанное теорией равновесие (в новой точке). При коинтеграции корреляция может быть разной, но она всегда подлинная. Еще одно важное отличие коинтеграции от корреляции состоит в том, что корреляция не отвечает на вопрос, какая переменная – причина, какая – следствие, а коинтеграция означает наличие, по Грэнджеру, хотя бы односторонней причинно-следственной зависимости – ИПЦ России от ИПЦ США или ИПЦ США от ИПЦ России.

Поскольку оба ИПЦ содержат единичный корень, возникает вопрос, коинтегрированы ли они? Ответ получен от тестов Грэнджера-Энгла, Филлипса-Оляриса, Грегори-Хансена и Йохансена. Все выполнены с константой и $k_{max} = k = 13$. Для первых трех тестов необходимо одно коинтегрирующее уравнение (формально их два, по числу переменных). Пусть это будет уравнение положительной линейной зависимости ИПЦ России от ИПЦ США

$$\text{ИПЦ}_t^{\text{России}} = \alpha + \beta \text{ИПЦ}_t^{\text{США}}.$$

8)

Вообще эти три теста выполняются в таком порядке:

- получается МНК-оценка коинтегрирующего уравнения;
- выполняется ADF-тест на единичный корень в переменных и остатках коинтегрирующего уравнения (линейной комбинации переменных);
- делается вывод: если единичный корень присутствует в каждой переменной, но отсутствует в остатках, то переменные коинтегрированы и коинтегрирующее уравнение – подлинное (а не мнимое).

В данном случае осталось проверить остатки уравнения (8) на наличие единичного корня и сделать вывод. Результаты даны в табл. 10. Тесты не обнаружили единичного корня в остатках. Значит, ИПЦ России и ИПЦ США не коинтегрированы. Долгосрочного равновесия и причинно-следственной связи между ними нет.

Таблица 10. Результаты тестов на коинтеграцию

Тест	Статистика теста	Критическое значение
Грэнджера-Энгла	-2,566	-3,375
Филлипса-Оляриса	-2,856	-3,372
Грегори-Хансена	-3,457	-4,650

Тест Йохансена – тест второго поколения, так как коинтегрированные переменные выводятся прямо из оценки методом максимального правдоподобия, а не из МНК-оценки. Тестируются след матрицы и ее максимальное собственное число (два теста в одном). Для проверки следа матрицы нулевая гипотеза - число коинтегрирующих векторов, именуемое рангом коинтеграции, r , больше нуля, а альтернативная гипотеза - $r = 0$. Для проверки максимального собственного значения нулевая гипотеза - $r = r$, а альтернативная гипотеза - $r = r + 1$.²³ В соответствии с МНК тест Грэнджера-Энгла и ему подобные требуют назначения каждой переменной на роль зависимой переменной, но не требуют оценки всех (в данном случае двух)

коинтегрирующих уравнений. Достаточно оценить одно уравнение (уравнение (8)), и допускается, что тот же результат даст оценка остальных уравнений (второго с ИПЦ США в роли зависимой переменной). На практике это допущение выполняется не всегда: одно уравнение может показать, что переменные коинтегрированы, а другое или другие – что переменные не коинтегрированы. Тест Йохансена обходит эту проблему, так как основан на методе максимального правдоподобия.

Все тесты ненадежны. Один может обнаружить коинтеграцию там, где остальные ее не заметят. В данном случае результат теста Йохансена совпал с результатами прочих тестов. Как видно из табл. 11, статистики теста следа матрицы и собственного значения не опровергли нулевые гипотезы. Значит, ИПЦ России и ИПЦ США не коинтегрированы. Долгосрочного равновесия и причинно-следственной связи между ними нет.

Таблица 11. Результаты теста Йохансена

<i>r</i>	След матрицы	Собственное значение
0	8,829 (0,388)	6,255 (0,587)
1	2,574 (0,109)	2,574 (0,109)

Заключение

Цель данной работы - проверка гипотезы единичного корня в инфляции России и США. Для достижения этой цели были решены следующие задачи: подобраны данные для эконометрического анализа; данные проверены на сезонность, нормальное распределение и автокорреляцию; выполнены традиционные и модернизированные тесты на единичный корень; для определения уровня памяти инфляции получена локальная оценка дробного интегрирования, а для определения уровня персистентности - оценка параметра самоподобия временного ряда; выполнены тесты на коинтеграцию.

Показателем инфляции выбран индекс потребительских цен (ИПЦ) месяц к соответствующему месяцу предыдущего года за период с января 2002 г. по июль 2016 г. (175 месячных значений).

ИПЦ России в отличие от ИПЦ США не прошли тест на нормальное распределение. В обоих случаях признаков сезонности не обнаружено.

Основные результаты исследования приведены ниже.

- Судя по графику и коррелограмме ИПЦ, инфляция в России и США – DS-процесс.
- Судя по информационному критерию Акаике, лучшее соотношение точности подгонки и эффективности имеет модель случайного блуждания с дрейфом.
- Традиционные тесты (ADF-тест, ADF/GLS-тест и KPSS-тест) и модернизированные тесты (ZA-тест, LP-тест и LS-тест) не опровергли ГЕК. ИПЦ России и ИПЦ США имеют интегрированность первого порядка.
- Тест на дробное интегрирование с локальной оценкой Уиттла показал, что ИПЦ России и ИПЦ США - нестационарные ряды с длинной памятью, которые в долгосрочном плане возвращается к нормальному уровню.
- Судя по экспоненте Херста, ИПЦ России и ИПЦ США - сильно персистентные ряды. Связывая этот и предыдущий результаты с результатами тестов на единичный корень, заметим, что ряд, содержащий единичный корень, должен иметь длинную память и быть сильно персистентным.
- Тесты Грэнджера-Энгла, Филлипса-Оляриса, Грегори-Хансена и Йохансена не обнаружили признаков коинтеграции ИПЦ России и ИПЦ США. Долгосрочного равновесия и причинно-следственной связи по Грэнджеру между ними нет.

Инфляция класса DS, инфляция с длинной памятью, сильно персистентная инфляция. Одним словом, нестационарная. Корень зла инфляции в обеих странах – единичный корень. Денежная политика, основанная на допущении, что инфляция - стационарна, тогда как в действительности она нестационарна, окажется неэффективной, и проигрыш в борьбе с инфляцией станет ее

закономерным результатом. Инфляция будет оставаться высокой. Чтобы в конце концов «дожать» инфляцию до цели, установленной в рамках инфляционного таргетирования, центральный банк должен будет принять крайне болезненные для общества стабилизационные меры в надежде, что сокращение агрегатного спроса быстро ослабит накопленные возмущения от шоков и сближение с целью произойдет.

В США инфляция настолько низка, что ее практически не заметно. В России же инфляция достаточно высока, чтобы постоянно занимать умы россиян и одну из первых строк в повестке дня государства. Она может быть такой же низкой, как в США, оставаясь нестационарной, если в России найдется свой Пол Волкер, а центральный банк продолжит его бескомпромиссную борьбу с инфляцией.

В начале 1980-годов Волкеру как главе ФРС (1979-1987 гг.) пришлось иметь дело с инфляцией, которая росла на 10-12% за год и в марте 1980 г достигла пика – без малого 15%. Посчитав, что американская экономика захлебывается в деньгах, он распорядился жестко контролировать рост денежной массы. Ставку процента по федеральным фондам подняли с 11% в среднем за 1979 г. до пиковых 20% в июле 1983 г. Миллионы людей потеряли работу; безработица достигла 10%, и бизнес стагнировал из-за дороговизны кредита. Центральный банк устроил стране стагфляцию.²⁴ Но с окончанием политики дорогих денег в 1982 г. экономика пошла в рост, и инфляция навсегда ушла под 5% годовых.²⁵

Наши денежные власти наверняка извлекли уроки из этой и других подобных «схваток» с нестационарной инфляцией. После повышения ключевой ставки в декабре 2014 г. до 17% с 8% в июле того же года инфляции стала слабеть и в 2016 г. составит 6-7% против почти 13% в 2015 г. Но смогут ли они (позволят ли им) противопоставить сильно персистентной инфляции свою «персистентность», т.е. готовность приносить деловую активность и рабочие места в жертву ценовой стабильности, столь быстро

ускользающей после очередного падения цен на нефть и другого внешнего шока?

Примечания

¹ Nelson C.R., Plosser C.I. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications // Journal of Monetary Economics. 1982. Vol. 10. Iss. 2. P. 139-162.

² Канторович Г.Г. Анализ временных рядов. Лекция 7 // Экономический журнал Высшей школы экономики, № 2 2002. С. 269.

³ Russell B. Non-stationary Inflation and Panel Estimates of United States Short and Long-run Phillips Curves. 16 February 2009. P. 1.

⁴ Taylor J.B. How Should Monetary Policy Respond to Shocks While Maintaining Long-Run Price Stability? - Conceptual Issues. 1996.

⁵ Федеральная служба государственной статистики, URL: <http://www.gks.ru/dbscripts/cbsd/DBInet.cgi?pl=1902001;> InflationData, URL: http://inflationdata.com/Inflation/Inflation_Rate/CurrentInflation.asp#CurrentInflation

⁶ Редкое исключение – это период с июля 2005 г. по август 2006 г., когда ежемесячно ИПЦ США быть чуть выше 3% или 4%, период с октября 2007 г. по октябрь 2008 г., когда ежемесячно он быть чуть выше 3%, 4% и 5%, и июнь-ноябрь 2011 г., когда он был чуть выше 3%.

⁷ Порядок интегрированности, d , сообщает число последовательных разностей, взятие которых превращает ряд в стационарный. Слово «интегрированность» имеет отношение к английскому integer (целое число). Процессы бывают и дробно-интегрированными, поэтому в общем виде следует писать $I(d)$.

⁸ Безработица (14-й показатель) была включена в исследование «для контраста» как заранее известный стационарный ряд.

⁹ MacKinnon J.G. Critical Values for Cointegration Tests // Queen's Economics Department Working Paper No. 1227, 1-2010.

¹⁰ Пусть автор выбрал 5%-ный уровень значимости, и подлинное распределение ему неизвестно. И пусть статистика теста на этом уровне для авторского распределения равна α , но в подлинном распределении (коим авторское не является) α встречается на 10%-ном уровне (в 90%-ном центиле). При таком раскладе вероятностей повышается мощность, но искажается размер теста, т.е. эмпирический уровень значимости отличается от авторского, номинального.

¹¹ Taylor J.B. How Should Monetary Policy Respond to Shocks While Maintaining Long-Run Price Stability? - Conceptual Issues. 1996.

¹² Elliott G., Rothenberg T. J., Stock J. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root // Econometrica. 1996. Vol. 64, No. 4. P. 813-836.

¹³ Ng S., Perron P. Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power // Econometrica. 2001. Vol. 69. Iss. 6. P. 1519-1554.

¹⁴ Perron P. 1989. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis // Econometrica 57, 1361-1401. Perron P. 1997. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables // Journal of Econometrics 80, 355-385.

¹⁵ Zivot E., Andrews D.W.K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit Root Hypothesis // Journal of Business and Economic Statistics. 1992. Vol. 10. Iss. 3. P. 251-270.

¹⁶ Lumsdaine R.L., Papell D. H. Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis // Review of Economics and Statistics. 1997. Vol. 79. No. 2. P. 212-218.

¹⁷ Lee J., Strazicich M.C., 2001, Break Point Estimation and Spurious Rejections with Endogenous Unit Root Tests // Oxford Bulletin of Economics and Statistics 63, 535-558.

¹⁸ Lee J., Strazicich M.C., 2003, Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks // Review of Economics and Statistics 85(4), 1082-1089; Lee J., Strazicich M.C. Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break, December 16, 2004.

¹⁹ В июне, июле, августе и сентябре 2009 г. ИПЦ США составил -1,43%, -2,10%, -1,48% и -1,29%, соответственно.

²⁰ Подробно об этом см. Щетинин Е.Ю. О методах оценивания длинной памяти финансовых временных рядов // Финансовая аналитика: проблемы и решения. № 13 2010. С. 42-43.

²¹ Подробнее об этом см. Калущ Ю.А., Логинов В.М. Показатель Херста и его скрытые свойства // Сибирский журнал индустриальной математики. 2002. Том V, № 4(12). С. 30-37.

²² Engle R., Granger C. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // Econometrica. 1987. Vol. 55. Issue 2. P. 251-276.

²³ Johansen S. Statistical analysis of cointegration vectors // Economic Dynamic control. 1988. Vol. 12. Issues 2-3. P. 231-254.

²⁴ Silber W.L. Volcker: The Triumph of Persistence, 1st Edition, Bloomsberry Press, New York, 2012.

²⁵ Лишь в 1990 г. она подскочила до 5,4%.

Автор, аннотация, ключевые слова

Алехин Борис Иванович – доктор экономических наук, старший научный сотрудник, Российский государственный гуманитарный университет, профессор. b.i.alekhin@gmail.com

Предметом исследования является инфляция в России и США, измеренная индексом потребительских цен (ИПЦ) за период с января 2002 г. по июнь 2016 г. (175 месячных значений), а целью - тестирование гипотезы единичного корня в данных и сравнение российского ИПЦ с американским в их динамике за этот период. С этой целью использован стандартный анализ нестационарных временных рядов.

Инфляция в России и США – разностно стационарный процесс. Лучшее соотношение точности подгонки и эффективности имеет модель случайного блуждания с дрейфом. Гипотеза единичного корня не опровергнута. Инфляция в обеих странах - ряд с длинной памятью и сильной персистентностью, который в долгосрочном плане возвращается к нормальному уровню. Долговременное равновесие и причинно-следственная связь между ИПЦ России и ИПЦ США не обнаружены.

Денежная политика, основанная на допущении, что инфляция - стационарна, тогда как в действительности она нестационарна, окажется неэффективной, и проигрыш в борьбе с инфляцией станет ее закономерным результатом. Инфляция будет оставаться высокой. Чтобы в конце концов «дожать» инфляцию до цели, установленной в рамках инфляционного таргетирования, центральный банк должен будет принять крайне болезненные для общества стабилизационные меры в надежде, что сокращение агрегатного спроса быстро ослабит накопленные возмущения от шоков и сближение с целью произойдет.

Инфляция, единичный корень, коинтеграция

Author, Abstract, Key words

B.I. Alyokhin – Doctor of Economics, senior research associate, Russian State Humanitarian University, professor. b.i.alekhin@gmail.com

Object of research is the inflation in Russia and the USA measured by the consumer price index (CPI) from January, 2002 till June, 2016 (175 monthly values), and the purpose - testing of a hypothesis of a single root in data and comparison of the Russian IPTs with American in their dynamics for this period. The standard analysis of non-stationary temporary ranks is for this purpose used.

Inflation in Russia and the USA – raznostno stationary process. The best ratio of accuracy of adjustment and efficiency has model of random walk with drift. The hypothesis of a single root isn't confuted. Inflation in both countries - a row with long memory and strong persistence which in the long-term plan returns to normal level. Long-term balance and cause and effect relationship between IPTs of Russia and IPTs by the USA aren't found.

The monetary management based on an assumption that inflation - stationary whereas actually it is a nestatsionarna, will be inefficient and loss in fight against inflation will become its natural result. Inflation will remain high. Eventually "to pressurize" inflation to the purpose established within inflation targeting, Central Bank will shall take stabilization measures, extremely painful for society, in hope that reducing modular demand will quickly weaken cumulative indignations from shocks and rapprochement with the purpose will happen.

Inflation, single root, kointegration