

Belarusian Economic Research and
Outreach Center



Policy Paper Series

BEROC PP No. 006

**ДИНАМИКА ИНФЛЯЦИИ И ДЕНЕЖНЫХ АГРЕГАТОВ В
БЕЛАРУСИ: СТАЦИОНАРНЫЙ ПРОЦЕСС ИЛИ
СЛУЧАЙНОЕ БЛУЖДЕНИЕ?**

Игорь Пелипась

September 2011

**ДИНАМИКА ИНФЛЯЦИИ И ДЕНЕЖНЫХ АГРЕГАТОВ В
БЕЛАРУСИ: СТАЦИОНАРНЫЙ ПРОЦЕСС ИЛИ СЛУ-
ЧАЙНОЕ БЛУЖДЕНИЕ?**

Игорь Пелипась

BEROC

Minsk, September 2011

Belarusian Economic Research and Outreach Center is created in Kyiv as a joint project of the Stockholm Institute of Transition Economics, the Kyiv School of Economics, the Kyiv Economics Institute and the Economics Education and Research Consortium.

It is financed jointly by the Swedish International Development Cooperation Agency (SIDA) and by the United States Agency for International Development (USAID) through the Eurasia Foundation.



Аналізу динамічних властивостей макроекономічних показників уділяється значительне увагу в економічній літературі. С економетричної точки зору дана задача вирішується шляхом визначення порядку інтегрованості вивчених показників за допомогою відповідних тестів на одиничний корінь (стаціонарність).¹ Якщо нестационарна змінна, звичайно представлена в логарифмічному вигляді, стає стаціонарною в результаті застосування методу перших різниць, то вона містить одиничний корінь і має порядок інтегрованості $I(1)$. В свою чергу, перші різниці даної змінної, які є стаціонарним процесом, мають нульовий порядок інтегрованості $I(0)$.

Наприклад, якщо рівень інфляції є стаціонарною змінною з порядком інтегрованості $I(0)$, то рівень цін містить одиничний корінь і є змінною з порядком інтегрованості $I(1)$. Навпаки, якщо рівень інфляції є нестационарною змінною з порядком інтегрованості $I(1)$, то рівень цін має два одиничні корені і порядок інтегрованості $I(2)$. Сказане стосується і грошових агрегатів, які звичайно мають схожу динаміку з індексами цін і частіше розглядаються з ними в взаємозв'язку. Порядок інтегрованості рівня цін і грошових агрегатів впливає на вибір методології економетричного моделювання і прогнозування з використанням цих змінних. Крім того, порядок інтегрованості рівня цін безпосередньо пов'язаний з проблемою інерційності інфляції. Якщо інфляція є стаціонарною величиною, то є інерційність в її динаміці відсутня або вона незначительна, то різні шоки будуть впливати на динаміку інфляції лише короткотривалий ефект, після чого вона повернеться до свого рівноважного рівня. При наявності одиничного кореня динаміка інфляції є інерційним процесом, і при цьому інфляція не має тенденції повертатися до свого рівноважного рівня після відповідного шоку. Вивчення ступеня інерційності інфляції важливо для реалізації адекватної грошової політики.

¹ Предварительное тестирование изучаемых переменных на единичный корень (стаціонарність) является распространенной практикой в эконометрическом анализе временных рядов. Однако следует отметить, что, по мнению некоторых авторов (см., например, Juselius (2006)), стаціонарність (нестационарність) макроекономічних змінних не є їх внутрішнім властивістю. Швидше, це зручна статистична апроксимація, що дозволяє класифікувати короткотривалу і довготривалу варіацію вивчених часових рядів: на одних відрізках часу (більш довгих) змінна може бути стаціонарною, а на інших (більш коротких) – нестационарною. В межах коінтегрованої векторної авторегресії можливо тестування змінних на стаціонарність в багатовимірному контексті. В даній роботі проблема тестування на одиничний корінь (стаціонарність) розглядається в контексті традиційних одномерних тестів.

При тестировании переменных на единичный корень часто используются (расширенные) тесты Дики-Фуллера (Dickey, Fuller (1979; 1981), которые, как известно, имеют низкую мощность (высока вероятность ошибки II рода, когда принимается ложная нулевая гипотеза о наличии единичного корня) или более мощные модифицированные тесты, где анализируемые данные предварительно «очищаются» от детерминистических компонентов при помощи обобщенного метода наименьших квадратов (GLS), а затем полученные новые данные используются в обычном тесте Дики-Фуллера (Elliot, Rothenberg, and Stock (1996)). Эти и другие тесты представлены в различных эконометрических пакетах.

Однако, как было показано в Perron (1989), наличие структурного сдвига в динамике исследуемых переменных приводит к тому, что стандартный тест на единичный корень Дики-Фуллера имеет смещение в сторону неотклонения ложной нулевой гипотезы. В качестве решения указанной проблемы были предложены различные тесты, учитывающие влияние одного структурного сдвига (Perron (1990; 1992; 1997); Zivot, Andrews (1992)), в которых данный сдвиг определяется экзогенно или эндогенно на основе анализируемых данных. Также были предложены тесты, учитывающие влияние двух структурных сдвигов (Lumsdaine, Papell (1997); Lee, Strazicich (2003)).² Как правило, тесты на единичный корень не предполагают более двух структурных сдвигов, что в определенной степени ограничивает их применение. Однако имеются тесты, позволяющие определять множественные структурные в динамике исследуемых переменных (например, Bai, Perron (1998; 2003)).

В данной работе исследуются динамические свойства показателей инфляции (рассчитанные на основе дефлятора ВВП и индекса потребительских цен) и прироста различных денежных агрегатов (M0, M1, M2 и M3) в Беларуси. Анализ порядка интегрированности указанных показателей (месячные и квартальные данные) за 1992-2002 гг. показал, что показатель инфляции, рассчитанный на основе индекса потребительских цен и прироста денежных агрегатов M0, M1, M2 являются стационарными переменными с изменяющимися средними (Пелипась (2003)). При этом имел место один ярко выраженный структурный сдвиг в 1–2 кварталах 1995 г. В данном исследовании рассматривается динамика указанных выше показателей в 1995–2009 гг. Поскольку за этот период произошло несколько структурных сдвигов, связанных с внешними факторами

² Тест на единичный корень, предложенный в Lee, Strazicich (2003), предполагает два структурных сдвига, как для нулевой, так и альтернативной гипотезы, в то время как тест, предлагаемый в Lumsdaine, Papell (1997), не предполагает наличия структурных сдвигов для нулевой гипотезы, что может приводить к ее ложному отклонению.

и изменениями в монетарной политики, необходимо использование соответствующих походов, позволяющих адекватно учесть их влияние при тестировании на единичный корень.

Мы попытались осуществить тестирование на единичный корень (стационарность) следующих показателей:³

- индекс дефлятора ВВП (DEFGDP)⁴
- индекс потребительских цен (CPI);
- денежный агрегат M0 (наличные деньги в обращении);
- денежный агрегат M1 (M0 + переводные депозиты (остатки средств юридических и физических лиц резидентов Республики Беларусь на текущих, депозитных и иных счетах до востребования) в белорусских рублях);
- денежный агрегат M2* (M1 + другие депозиты (срочные и условные), открытые в банках юридическими и физическими лицами-резидентами Республики Беларусь в белорусских рублях + средства юридических и физических лиц в ценных бумагах (кроме акций) в белорусских рублях, выпущенных Национальным банком и банками);
- денежный агрегат M3 (M2* + плюс переводные, другие депозиты в иностранной валюте, депозиты в драгоценных металлах и драгоценных камнях, средства юридических и физических лиц в ценных бумагах (кроме акций) в иностранной валюте, выпущенных Национальным банком и банками).

Анализ осуществлялся за пятнадцатилетний период (1995–2009 гг.) на основе квартальных данных (60 кварталов). Исходные данные проверялись на наличие сезонности, и в случае ее обнаружения проводилась соответствующая корректировка.

Далее все показатели были представлены в логарифмическом виде (\ln – натуральный логарифм, SA – индекс, указывающий, что переменная была скорректирована на сезонность), где $defgdp_t = \ln DEFGDP_SA$, $cpi_t = \ln CPI_SA$, $m0_t = \ln M0_SA$, $m1_t = \ln M1_SA$, $m2_t = \ln M2_SA^*$, $m3_t = \ln M3$ – это логарифмические уровни рассматриваемых переменных, а $\Delta defgdp_t = defgdp_t - defgdp_{t-1}$, $\Delta cpi_t = cpi_t - cpi_{t-1}$, $\Delta m0_t = m0_t - m0_{t-1}$, $\Delta m1_t = m1_t - m1_{t-1}$, $\Delta m2_t = m2_t - m2_{t-1}$, $\Delta m3_t = m3_t - m3_{t-1}$ – первые логарифмические разности переменных, являющиеся аппроксимациями их темпов прироста. Уровни всех рассматрива-

³ Все расчеты в данной работе осуществляются на основе данных Национально статистического комитета Республики Беларусь и Национального банка Республики Беларусь.

⁴ Рассчитано на основе данных по ВВП в текущих и сопоставимых ценах.

емых переменных имеют возрастающий тренд и очевидно не являются стационарными, поэтому в дальнейшем анализе использовались только первые (логарифмические) разности переменных, поскольку в данном случае нас интересует порядок интегрированности показателей инфляции и прироста денежных агрегатов (рис. 1).

Графики переменных, представленные на рис. 1, не дают четкой картины о порядке их интегрированности. Для формального определения порядка интегрированности в исследования часто используется тест на единичный корень Дики-Фуллера (ADF). Как уже отмечалось выше, низкая мощность данного теста может привести к тому, что ложная нулевая гипотеза (переменная содержит единичный корень) не будет отвергнута, когда в действительности имеет место стационарный процесс. Для решения этой проблемы можно использовать более мощный модифицированный тест Дики-Фуллера (DFGLS), в котором тестируются не фактические переменные, а трансформированные путем устранения детерминистических компонентов при помощи обобщенного метода наименьших квадратов (GLS). Результаты данных тестов в различных спецификациях применительно к нашим данным представлены в табл. 1.

Полученные результаты не дают однозначного ответа на вопрос, являются ли исследуемые переменные стационарными или они содержат единичный корень. Согласно осуществлённым тестам показатели $\Delta defgdp_t$ и $\Delta m0_t$ не являются стационарными. Для остальных показателей нулевая гипотеза о единичном корне отвергается ADF-тестом и не отвергается в случае использования DFGLS-теста (за исключением $\Delta m3_t$ в спецификации с константой и трендом). Важно отметить, что результаты ADF-теста в данном случае крайне чувствительны к величине выборки и длине лага. Результаты, представленные в табл. 1, получены для полной выборки с учетом оптимальной длины лага, основанной на информационном критерии Акайка. Если выбор длины лага осуществить таким образом, чтобы отсутствовала автокорреляция остатков в соответствующих ADF-тестах, и при этом сдвинуть выборку всего лишь на 2 квартала вперед, гипотеза о единичном корне не будет отвергнута ни для одного из рассматриваемых показателей. Таким образом, использование традиционных тестов на единичный корень без учета структурных сдвигов в нашем случае не дает надежных и непротиворечивых результатов.

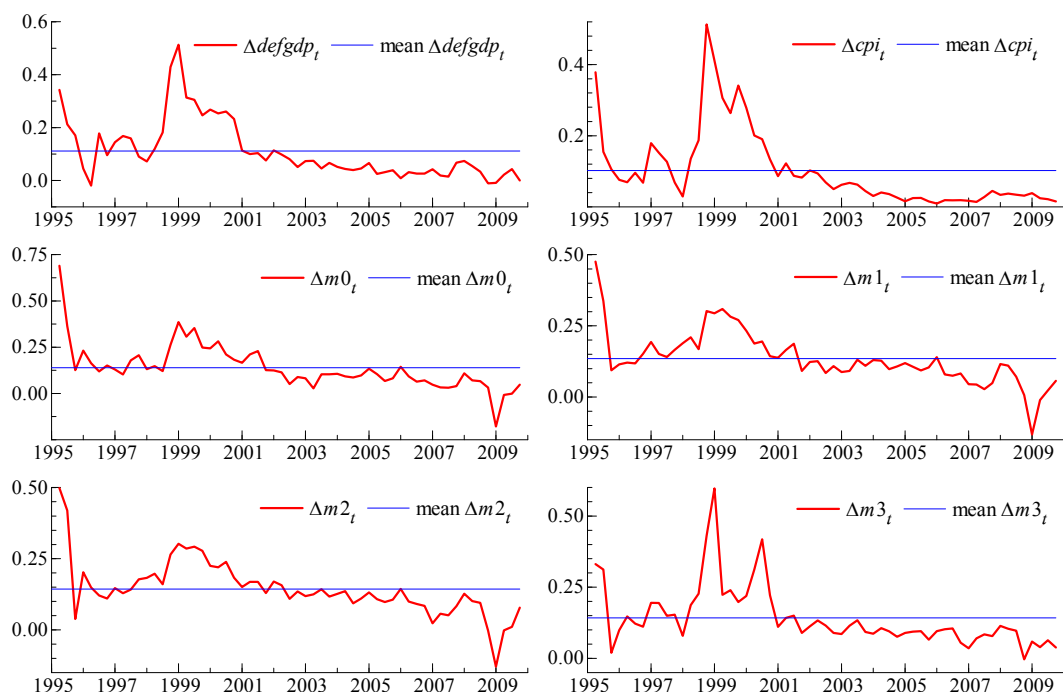


Рис. 1. Динамика показателей инфляции и прироста денежных агрегатов

Таблица 1

Тесты на единичный корень без учета структурных сдвигов

Переменная	<i>t</i> -ADF(<i>n</i>)			<i>t</i> -DFGLS(<i>n</i>)	
	Константа и тренд	Константа	Без константы и тренда	Константа и тренд	Константа
$\Delta defgdp_t$	-2.296(4)	-1.004(4)	-0.908(4)	-2.640(4)	-0.406(4)
Δcpi_t	-3.304(0)*	-3.090(0)**	-2.748(0)***	-2.704(0)	-1.331(0)
$\Delta m0_t$	-2.680(2)	-1.742(2)	-1.480(2)	-2.016(1)	0.028(2)
$\Delta m1_t$	-4.782(0)***	-4.141(0)***	-3.072(0)***	-2.694(0)	-1.004(0)
$\Delta m2_t$	-5.311(0)***	-4.500(0)***	-3.023(0)***	-3.104(0)*	-1.272(0)
$\Delta m3_t$	-4.165(0)***	-1.136(4)	-1.057(4)	-3.989(0)***	-0.667(4)

Примечание: *, ** и *** означают отклонение нулевой гипотезы на 10, 5 и 1% уровнях значимости соответственно. *t*-ADF(*n*) и *t*-DFGLS(*n*) – *t*-статистики в ADF и DFGLS тестах; *n* – оптимальная длина лага, выбранная при помощи модифицированного информационного критерия Акайка. Максимальная длина лага составляла 4 квартала. Расчеты выполнены при помощи эконометрического пакета Eviews 7.2.

На рис. 1 помимо графиков переменных представлено их среднее значение за весь период. Очевидно, что эти средние значения не отражают особенности динамики показателей инфляции и прироста денежных агрегатов. За рассматриваемый период проис-

ходили структурные сдвиги, обусловленные мерами экономической политики и внешними шоками. С эконометрической точки зрения наличие таких структурных сдвигов и их количество можно определить при помощи подхода, предложенного в Bai, Perron (1998, 2003). Результаты расчетов представлены в табл. 2.

Таблица 2

Структурные сдвиги в динамике показателей инфляции и прироста денежных агрегатов

Переменная	Дата структурного сдвига (изменение среднего уровня), год и квартал	Количество различных режимов
$\Delta defgdp_t$	1998:3; 2000:4	3
Δcpi_t	1998:3; 2000:3; 2003:3	4
$\Delta m0_t$	2001:3	2
$\Delta m1_t$	2000:3; 2006:4	3
$\Delta m2_t$	2004:4; 2006:3	3
$\Delta m3_t$	1998:3; 2000:4	3

Примечание: величина усечения равна 0.15, что соответствует 9 кварталам для нашей выборки (60 кварталов). Расчеты осуществлены при помощи встроенной процедуры «Bai-Perron breakpoint test» в Eviews 7.2 и пакета R.

Как следует из приведенных результатов, в динамике исследуемых переменных имеют место структурные сдвиги (изменения среднего уровня). Для всех переменных, кроме $\Delta m0_t$, примененный тест показывает несколько таких изменений. Очевидно, что структурные сдвиги должны быть учтены при тестировании на единичный корень для получения адекватных результатов. Следует также отметить, что подход к тестированию на наличие структурных сдвигов, предложенный в Bai, Perron (1998; 2003), предполагает стационарность тестируемых переменных. Таким образом, он является не лучшим выбором при выборе точек структурных сдвигов для тестов на единичный корень.

Несмотря на сделанное выше замечания, логично предположить, что в динамике исследуемых переменных имеются структурные сдвиги и применить соответствующие тесты на единичный корень, которые позволяют учесть их наличие. С этой целью мы использовали тест минимальный LM-тест на единичный корень, предложенный в Lee, Strazicich (2003). В данном тесте точки структурных сдвигов определяются эндогенно.

В принципе при построении этого теста можно задать любое предполагаемое количество структурных сдвигов, однако фактически данный тест разработан для учета не более двух структурных сдвигов с соответствующими критическими значениями.

Таблица 3

Минимальный LM-тест на единичный корень с учетом структурных сдвигов

Переменная	$t\text{-LM}_t(n)$	Даты структурных сдвигов (t -статистика)			Критические значения (5%; 1%)
		1	2	3	
$\Delta defgdp_t$	-3.284(0)	1998:4 (2.764)	2006:1 (0.514)	–	-3.842; -4.545
Δcpi_t	-3.006(0)	1998:1 (1.134)	2000:3 (-0.914)	2005:1(0.225)	-3.842; -4.545
$\Delta m0_t$	-2.378(0)	2003:2 (1.062)	–	–	-3.842; -4.545
$\Delta m1_t$	-2.766(0)	1998:3 (2.823)	2003:2 (0.883)	–	-3.842; -4.545
$\Delta m2_t$	-3.388(0)	1998:3 (1.606)	2002:3 (0.322)	–	-3.842; -4.545
$\Delta m3_t$	-4.701(0)**	1998:4 (4.084)	2000:4 (-1.960)	–	-3.842; -4.545

Примечание: ** означают отклонение нулевой гипотезы на 1% уровне значимости. $t\text{-LM}_t(n)$ – t -статистика в минимальном LM-тесте на единичный корень; n – оптимальная длина лага, выбранная при помощи метода «от общего к частному». В скобках около даты структурного сдвига приведены t -статистики коэффициентов при соответствующих фиктивных переменных. Критические значения взяты из Lee, Strazicich (2003) для модели со сдвигом среднего. Поскольку для трех структурных сдвигов критические значения отсутствуют, приведены значения для двух сдвигов. Расчеты осуществлены в эконометрическом пакете Rats 7.1 при помощи процедуры lsunit.src.

Представленные в табл. 3 результаты, в целом не свидетельствуют в пользу стационарности исследуемых переменных в условиях сдвигов среднего (за исключением $\Delta m3_t$). Более того, выбранные эндогенно даты структурных сдвигов в рамках минимального LM-теста на единичный корень в ряде случаев существенно отличаются от тех, что были получены при помощи теста, рассмотренного ранее. Коэффициенты при фиктивных переменных, характеризующих структурные сдвиги, в большинстве случаев являются незначимыми. Следует отметить, что использование различной лаговой структуры в минимальном LM-тесте на единичный корень существенно влияет на выбор точек структурных сдвигов, но в целом не оказывает влияние на сами результаты теста. Таким образом, можно сделать вывод, что рассмотренные тесты как традиционные, не учитывающие влияния структурных сдвигов на динамику переменных, так и тесты, позволяющие учесть их влияние, в нашем случае не дают ясного ответа на поставленный вопрос: являются ли показатели инфляции и прироста денежных агрегатов

стационарными величинами. Кроме того, рассмотренные выше тесты на единичный корень очень чувствительны даже к незначительному изменению выборки, а подход для определения структурных сдвигов, предложенный в Bai, Perron (1998; 2003), изначально предполагает стационарность переменных, чувствителен к автокорреляции остатков и требует усечения выборки для ее устранения.

Для более корректного решения данной задачи мы предлагаем новый подход к тестированию переменных на единичный корень в условиях изменения среднего уровня исследуемых показателей. Данный подход заключается в следующем:

- 1) на первом этапе эндогенно определяются точки структурных сдвигов в динамике исследуемой переменной при помощи теста на структурные сдвиги, основанного на сатурации индикаторными (импульсными) фиктивными переменными (Santos (2008), Castle, Doornik, Hendry (2010));
- 2) на основе результатов теста на структурные сдвиги, указанного выше, создаются шаговые (ступенчатые) фиктивные переменные, отражающие различные режимы в динамике исследуемой переменной и учитывающие изменения ее среднего уровня;
- 3) полученные фиктивные переменные используются в тесте Дики-Фуллера по аналогии с фиктивными переменными, включенными в коинтеграционный вектор при осуществлении многомерного теста на коинтеграцию Йохансена (Johansen (1988));
- 4) при проверке нулевой гипотезы на единичный корень полученные t -статистики в тесте Дики-Фуллера (t -ADF) сравниваются с соответствующими критическими значениями, разработанными для теста на коинтеграцию в рамках одномерной модели с механизмом корректировки равновесия (Ericsson, MacKinnon (2002)). При этом фиктивные переменные, включенные в тест Дики-Фуллера, рассматриваются как дополнительные переменные в тесте на коинтеграцию.

Даты структурных сдвигов, полученные на основе сатурации импульсными индикаторными фиктивными переменными, представлены в табл. 4. Как видим, полученные результаты отличаются от тех, что были представлены в табл. 2. Более того, результаты теста на структурные сдвиги методом сатурации импульсными индикаторными переменными четко согласуются с реальной динамикой исследуемых переменных, а точки структурных сдвигов имеют ясную экономическую интерпретацию. В частности, структурный сдвиг во 2-3 кварталах 1998 г. обусловлен российским финансовым кризисом в августе 1998 г.; структурный сдвиг во 2-4 кварталах 2000 г и первом квартале 2001 г. (для различных показателей) приходится на период перехода к единому курсу белорусского рубля и соответствующих изменений в монетарной политике. И, наконец,

структурный сдвиг вначале 2007 г. связан с ужесточением монетарной политикой в целях нивелирования влияния повышения цен на энергоносители на валютный рынок. Поскольку все точки структурных сдвигов имеют экономическую интерпретацию, то включение соответствующих фиктивных переменных, учитывающих влияние этих сдвигов, в тесты на единичный корень является экономически оправданным и не является простой «подгонкой» регрессий под данные. При этом важно отметить, что точки структурных сдвигов в рамках рассмотренного метода выбираются эндогенно, то есть исходя из особенностей фактической динамики переменных.

Таблица 4

**Структурные сдвиги в динамике показателей
инфляции и прироста денежных агрегатов: импульсная сатурация**

Переменная	Дата структурного сдвига (изменение среднего уровня), год и квартал	Количество различных режимов
$\Delta defgdp_t$	1998:2; 2000:4	3
Δcpi_t	1998:3; 2000:2	3
$\Delta m0_t$	1998:3; 2001:1	3
$\Delta m1_t$	1998:3; 2000:3; 2006:4	4
$\Delta m2_t$	1998:3; 2000:3; 2006:4	4
$\Delta m3_t$	1998:2; 2000:4	3

Точки структурных сдвигов, полученные эндогенно на основе результатов теста на структурный сдвиг, осуществленного при помощи метода сатурации импульсными индикаторными переменными, могут быть использованы экзогенно в тесте Дики-Фуллера на единичный корень путем использования соответствующих ступенчатых фиктивных переменных. Такие фиктивные переменные принимают значение $D_t = 1 (t \geq T_b + 1)$ и $D_t = 0 (t \leq T_b)$, то есть они равны нулю до точки структурного сдвига включительно, и единице после точки структурного сдвига. Включение такого рода фиктивных переменных в тест Дики-Фуллера в принципе не представляет сложности и рассмотрено, в частности, в Реггон (1990; 1992). Однако обычно в таком случае в тест Дики-Фуллера включается одна фиктивная переменная (иногда две) и имеющиеся критические значения (как для экзогенной, так и для эндогенной точки структурного) не позволяют осуществлять тестирование на единичный корень с большим количеством структурных сдвигов. На наш взгляд, данная проблема может быть решена по аналогии

с многомерным тестом на коинтеграцию в условиях структурных сдвигов (Johansen, Mosconi, Nielsen. (2000)).

Рассмотрим стандартный тест Дики-Фуллера в спецификации, предполагающий наличие константы.

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$; μ , α , c_i – параметры регрессии; ε_t – остатки регрессии.

Тест Дики-Фуллера, по своей сути, представляет собой одномерный вариант векторной авторегрессии с механизмом корректировки равновесия. Если исследуемая переменная является стационарной величиной, то она коинтегрирована сама с собой, а коэффициент α в регрессии (1) будет принимать следующие значения: $-1 \leq \alpha < 0$. В результате будет происходить корректировка равновесного уровня переменной при ее отклонении от этого уровня при различных шоках. Коэффициент α в регрессии (1) аналогичен так называемым коэффициентам обратной связи в тесте на коинтеграцию Йохансена. В связи с этим представляется возможным сформулировать тест Дики-Фуллера вида (1), но с учетом множественных сдвигов среднего по аналогии с векторной авторегрессией с механизмом корректировки равновесия в случае, когда константа включена в коинтеграционное пространство:

$$\Delta y_t = [\mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \varphi_i D_{i,t-1}] + \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^{m-1} \beta_{ij} \Delta D_{ij,t-j} + \sum_{j=1}^{m-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

где $D_{i,t} = 1(t \geq T_{bi} + 1)$; T_{bi} – точка i -го структурного сдвига; $\Delta D_{i,t} = D_{i,t} - D_{i,t-1}$, μ , α , φ_i , β_{ij} , γ_j – параметры регрессии; ε_t – остатки регрессии; n – количество ступенчатых фиктивных переменных, характеризующих сдвиги среднего; m – количество лагов, включаемых в регрессию.

В квадратных скобках в регрессии (2) представлена «долгосрочная» компонента динамики переменной, которая состоит из константы, характеризующей средний уровень, ступенчатых фиктивных переменных, отражающих сдвиг среднего уровня, взятых по аналогии с тестом Йохансена на коинтеграцию с одним лагом, и уровня самой переменной с одним лагом. Аналогично тесту Йохансена на коинтеграцию «краткосрочная» часть уравнения (2) включает лаги зависимой переменной и лаговые значения первых разностей ступенчатых фиктивных переменных. Таким образом, мы имеем модель с механизмом корректировки равновесия, но для одной переменной с набором де-

терминистических переменных (константа, ступенчатые фиктивные переменные). Коэффициент α в регрессии (2) может рассматриваться как механизм корректировки равновесия, а его значимость может быть оценена при помощи критических значений, используемых для теста на коинтеграцию в одномерной модели с механизмом корректировки равновесия, разработанных в Ericsson, MacKinnon (2002). При этом фиктивные переменные можно рассматривать как дополнительные переменные и определять критические значения исходя из их количества. Если точки структурных сдвигов предварительно определены эндогенно на основе метода сатурации импульсными индикаторными переменными, то такой подход позволяет осуществлять тестирования на единичный корень практически при любом количестве структурных сдвигов.

В табл. 5 представлены результаты тестов на единичный корень исследуемых показателей. Лаговая структура модели выбиралась таким образом, чтобы обеспечить отсутствие автокорреляции остатков. Во всех случаях для устранения автокорреляции остатков достаточно было использовать модель с нулевым лагом. Коэффициенты при фиктивных переменных, характеризующих сдвиги среднего, являются статистически значимыми. Их знаки правильно отражают направления изменения режимов динамики переменных. Как уже отмечалось ранее, все структурные сдвиги имеют четкую экономическую интерпретацию. Согласно t -ADF для всех переменных нулевая гипотеза о единичном корне отвергается на 1% уровне значимости. Следовательно, показатели инфляции, рассчитанные по индексу дефлятора ВВП и индексу потребительских цен ($\Delta defgdp_t$ и Δcpi_t), а также приросты денежных агрегатов ($\Delta m0_t$, $\Delta m1_t$, $\Delta m2_t$ и $\Delta m3_t$) являются стационарными величинами с изменяющимися средними уровнями и имеют порядок интегрированности $I(0)$. Соответственно уровни цен и денежных агрегатов имеют порядок интегрированности $I(1)$. Полученные результаты имеют значение для выбора методологии эконометрического моделирования инфляции и проведения монетарной политики.

Тест на единичный корень с учетом выявленных структурных сдвигов показал, что нулевая гипотеза о единичном корне отвергается для всех рассматриваемых показателей. Таким образом, показатели инфляции, рассчитанные по индексу дефлятора ВВП и индексу потребительских цен, а также приросты денежных агрегатов М0, М1, М2 и М3 являются стационарными переменными с изменяющимися средними и имеют порядок интегрированности $I(0)$. Соответственно сами уровни цен и денежных агрегатов являются нестационарными переменными с порядком интегрированности $I(1)$. Полученные

результаты имеют значение как для эконометрического моделирования указанных переменных и, в частности, инфляции (использование концепции коинтеграции, модели с механизмом корректировки равновесия и др.), так и осуществления монетарной политики (стационарность инфляции свидетельствует о том, что при различных шоках она будет возвращаться к своему равновесному уровню).

Таблица 5

ADF-тест на единичный корень с учетом структурных сдвигов

Переменная	t -ADF(n)	Даты структурных сдвигов (t -статистика)			AR 1-4 (p -значение)	Критические значения (5%; 1%)
		1	2	3		
$\Delta defgdp_t$	-6.10(0)**	1998:2 (4.76)	2000:4 (-5.33)	-	0.2948	-4.03; -4.76
Δcpi_t	-7.52(0)**	1998:3 (4.02)	2000:2 (-4.65)	-	0.3006	-4.03; -4.76
$\Delta m0_t$	-7.40(0)**	1998:3 (3.05)	2001:1 (-4.22)	-	0.5952	-4.03; -4.76
$\Delta m0_t$	-6.35(0)**	1998:3 (2.61)	2000:3 (-3.352)	2006:4 (-2.64)	0.1713	-4.40; -5.16
$\Delta m2_t$	-6.58 (0)**	1998:3 (2.80)	2000:3 (-3.48)	2006:4 (-2.48)	0.0607	-4.40; -5.16
$\Delta m3_t$	-6.45(0)**	1998:3 (3.99)	2000:4 (-4.95)	-	0.5704	-4.03; -4.76

Примечание: ** означают отклонение нулевой гипотезы на 1% уровне значимости. t -ADF(n) – t -статистика в ADF-тесте на единичный корень с учетом сдвига среднего; n – оптимальная длина лага, выбранная таким образом, чтобы отсутствовала автокорреляция остатков. В скобках около даты структурного сдвига приведены t -статистики коэффициентов при соответствующих фиктивных переменных. AR 1–4 – F -тест на автокорреляцию остатков 1- n -го порядков; H_0 – автокорреляция остатков отсутствует. Критические значения определены на основе Ericsson, MacKinnon (2002). Расчеты выполнены при помощи OxMetrics 6.2 (см. Doornik, Hendry (2009)).

Предложенный в работе подход к тестированию на единичный корень может быть применен для любых переменных, где имеют место структурные сдвиги в виде изменений среднего. Его важной отличительной особенностью является возможность учета влияния любого количества структурных сдвигов, в то время как традиционные подходы обычно позволяют включить один или два структурных сдвига.

Литература

Пелипась И. (2003) Деньги и цены в Беларуси: информационное содержание различных денежных агрегатов, *ЭКОБЕСТ*, 3, 2, 224–256.

Bai, J., Perron, P. (1998) Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes, *Econometrica*, 66, 47-78.

Bai, J., Perron, P. 2003. Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models, *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.

Castle, J., Doornik, J., and Hendry, D. (2010) Model Selection when there are Multiple Breaks, University of Oxford, *Economics Department Working paper*, 472.

Dickey, D., Fuller, W. (1979) Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-481.

Dickey, D., Fuller, W. (1981) Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057-1072.

Doornik, J., Hendry, D. (2009) *Empirical Econometric Modelling Using PcGive 13: Volume I, II*, London: Timberlake Consultants Press

Elliot, G., Rothenberg, T., and Stock, J. (1996) Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, *Econometrica*, 64, 813–836.

Ericsson, N., Hendry, D., and Preswich, K. (1998). The Demand for Broad Money in the United Kingdom 1879-1993, *Scandinavian Journal of Economics*, 100, 289-324.

Ericsson, N., MacKinnon, J. (2002) Distributions of Error Correction Tests for Cointegration, *Econometrics Journal*, 5, 285–318.

Hendry, D., Johansen S., and Santos (2008) .Automatic Selection of Indicators in a Fully Saturated Regression, *Computational Statistics*, 23, 317–39.

Hendry, D., Santos, C. (2010) .An Automatic Test of Super Exogeneity, Chapter 12 in M. W. Watson, T. Bollerslev, and J. Russell (eds.) *Volatility and Time Series Econometrics: Essays in Honor of Robert F. Engle*, Oxford University Press, Oxford, 164–193.

Johansen, S, Mosconi, R., and Nielsen, B. (2000). Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend, *Econometrics Journal*, 3, 216-249.

Johansen, S. (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–54.

Johansen, S., Nielsen, B. (2009) An Analysis of the Indicator Saturation Estimator as a Robust Regression Estimator., Chapter 1 in J. L. Castle and N. Shephard (eds.) *The Methodology and Practice of Econometrics: A Festschrift in Honour of David F. Hendry*, Oxford University Press, Oxford, 1–36.

Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford, Oxford University Press.

Lee, J., Strazicich, M. (2003) Minimum LM Unit Root Test with Two Structural

Breaks, *Review of Economics and Statistics*, 63, 1082-1089.

Lumsdaine, R., Papell, D. (1997) Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis, *Review of Economics and Statistics*, 79, 212-218.

Oliveira, M., Santos, C. (2010) Looking for a Change Point in French Monetary Policy in the Early Eighties, *Applied Economics Letters*, 17, 387–392.

Perron, P. (1990) Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean, *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 153–162.

Perron, P. (1992) Nonstationarity and Level Shifts With an Application to Purchasing Power Parity, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 301–320.

Perron, P. (1997) Further Evidence on Breaking Trend Function in Macroeconomic Variables, *Journal of Econometrics*, 80, 355–385.

Santos, C., Oliveira, M. (2010) Assessing French Inflation Persistence with Impulse Saturation Break Tests and Automatic General-to-Specific Modelling, *Applied Economics*, 42, 1577–1589.

Santos, C. (2008) Impulse Saturation Break Test, *Economics Letters*, 98, 136–143.

Zivot, E., Andrews, K. (1992) Further Evidence On The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251–270.