

Belarusian Economic Research and
Outreach Center



Policy Paper Series

BEROC PP No. 005

**СТРУКТУРНЫЕ СДВИГИ В ДИНАМИКЕ ИНФЛЯЦИИ
И ДЕНЕЖНЫХ АГРЕГАТОВ В БЕЛАРУСИ**

Игорь Пелипась

September 2011

**СТРУКТУРНЫЕ СДВИГИ В ДИНАМИКЕ ИНФЛЯЦИИ
И ДЕНЕЖНЫХ АГРЕГАТОВ В БЕЛАРУСИ**

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.



Определение структурных сдвигов в динамике макроэкономических показателей является важной задачей прикладного эконометрического анализа и прогнозирования. В экономической литературе существует много подходов к определению наличия структурных сдвигов и их точных точек (например, широко известные тесты Чоу на структурный сдвиг). Однако большинство этих тестов не позволяют выявлять множественные структурные сдвиги, которые являются особенностью многих макроэкономических показателей. Данная проблема особенно актуальна для стран с переходной экономикой, где имеющиеся временные ряды макроэкономических показателей весьма коротки и одновременно испытывают на себе влияние целого ряда структурных сдвигов, обусловленных внешними шоками и изменениями в экономической политике. В данной работе мы покажем возможности нового метода определения структурных сдвигов, основанного на сатурации импульсными индикаторными переменными на примере показателей инфляции и прироста денежных агрегатов в Беларуси. Эти показатели часто используются в экономическом анализе, включаются в различные эконометрические модели и имеют существенное значение для монетарной политики.

Мы использовали следующие данные официальной статистики:

- индекс дефлятора ВВП (DEFGDP)
- 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).

Рассматривались квартальные данные за пятнадцатилетний период (1995–2009 гг.) - всего 60 кварталов. Предварительно исходные данные проверялись на наличие сезонности, и в случае ее обнаружения проводилась соответствующая корректировка показателей на сезонность. В общем виде методика выявления сезонности в рассматри-

ваемых показателей и соответствующая корректировка осуществлялась следующим образом. Для тестирования на наличие сезонности использовался метод Х–12 ARIMA(модель авторегрессионного интегрированного скользящего среднего). Модель ARIMA формально описывается, как $(p, d, q)(sp, sd, sq)$, где p – авторегрессионный порядок модели, d – порядок интегрированности модели, q – порядок скользящего среднего модели, sp, sd, sq – обозначения аналогичные предыдущим, но для сезонной составляющей модели. Выбор оптимальной спецификации модели осуществлялся автоматически. Полученные в результате модели оценивались при помощи Q -теста (если значения теста не превышают единицу, это свидетельствует о том, что выбранная спецификация является статистически приемлемой). Наличие (отсутствие) сезонности в соответствующих временных рядах проверялось при помощи комбинированного теста на идентифицируемую сезонность. Полученные результаты представлены в табл. 1.

Таблица 1

Оценка наличия сезонности

Переменная	Спецификация модели ARIMA, $(p, d, q) (sp, sd, sq)$	Наличие сезонности (комбинированный тест на идентифициру- емую сезонность)	Оценка качества модели, Q -тест
DEFGDP	(0, 1, 1) (0, 1, 1)	есть	0.44 < 1
CPI	(0, 1, 1) (0, 1, 1)	есть	0.37 < 1
M0	(2, 1, 2) (0, 1, 1)	есть	0.30 < 1
M1	(0, 1, 1) (0, 1, 1)	есть	0.22 < 1
M2*	(0, 1, 1) (0, 1, 1)	есть	0.37 < 1
M3	(0, 1, 2) (0, 1, 1)	нет	0.76 < 1

Как видно из табл. 1, выбранная спецификация модели ARIMA для всех переменных является статистически приемлемой. Комбинированный тест на идентифицируемую сезонность показывает, что она присутствует в динамике дефлятора ВВП, потребительских цен и денежных агрегатов M), M1 и M2*. Денежный агрегат M3, согласно данному тесту не испытывают статистически значимого влияния сезонного фактора. В дальнейшем анализе использовались скорректированные на сезонность временные ряды для тех показателей, где она была выявлена. Для денежного агрегата M3 такая корректировка не производилась.

Далее все показатели были представлены в логарифмическом виде (\ln – натуральный логарифм, SA – индекс, указывающий, что переменная была скорректирована на сезонность), где $defgdp_t = \ln DEF GDP_SA$, $cpi_t = \ln CPI_SA$, $m0_t = \ln M0_SA$, $m1_t = \ln M1_SA$, $m2_t = \ln M2_SA^*$, $m3_t = \ln M3$ – 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 рассматриваемых 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).

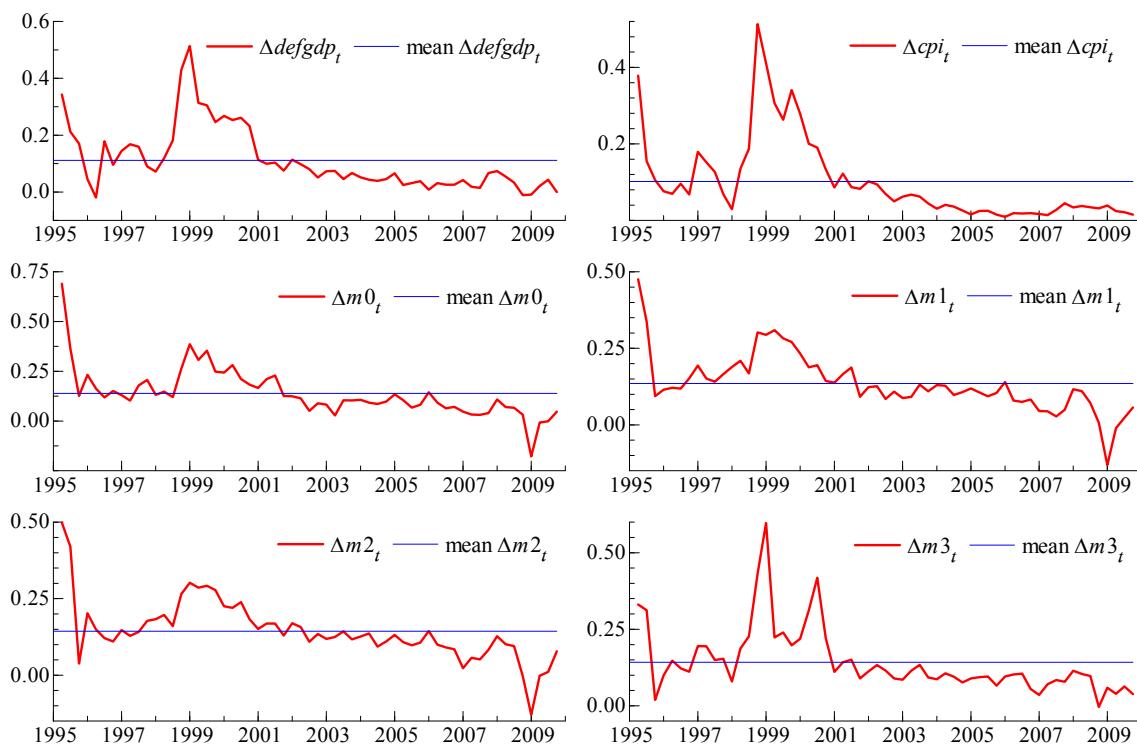


Рис. 1. Динамика показателей инфляции и прироста денежных агрегатов

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 происходили структурные сдвиги, обусловленные мерами экономической политики и внешними шоками. С эконометрической точки зрения наличие таких структурных сдвигов и их количество часто определяется при помощи подхода, предложенного в Bai, Perron

(1998, 2003). Данный подход имеет ряд ограничений: во-первых, он применим только для стационарных переменных (часто без предварительного тестирования мы не знаем порядок интегрированности переменных, который, в свою очередь, может зависеть от наличия структурных сдвигов); во-вторых, этот метод чувствителен к наличию автокорреляции остатков в используемой модели, поэтому требует соответствующего усе-чения выборки для корректировки на автокорреляцию, а это уменьшает возможность обнаружения структурных сдвигов в начале и конце выборки; в-третьих, в данном методе реализуется подход от «частного к общему», что в определенных условия может не быть оптимальным с точки зрения использования всей информации, содержащейся в анализируемых данных.

На наш взгляд, для определения структурных сдвигов в исследуемых показателях можно с успехом использовать недавно разработанный метод определения структурных сдвигов и выбросов, основанный на сатурации индикаторными импульсными переменными. Рассмотрим кратко особенности данного метода.

Метод сатурации импульсными индикаторными переменными является одной из последних разработок в области эконометрического моделирования (Hendry, Johansen, Santos (2008); Johansen, Nielsen (2009); Hendry, Santos (2010)). В нем используются импульсные фиктивные переменные, принимающие значения 1 или 0 для анализа свойств эконометрической модели. Поскольку потенциально может быть T таких переменных, то включение их всех в модель одновременно не представляется возможным. Однако импульсные фиктивные переменные могут быть включены в модель отдельными блоками. В простейшем случае с двумя блоками выборка разбивается на две равные части ($T/2$), затем индикаторные фиктивные переменные включаются только для первой части выборки и сохраняются статистически значимые переменные при определенном уровне значимости α . Далее выбранные индикаторные фиктивные переменные убираются, затем в модель добавляется оставшаяся часть индикаторных фиктивных переменных набор и процедура повторяется для второй части выборки. Значимые индикаторные фиктивные переменные из двух блоков объединяются и вновь выбираются только значимые.

Вычислительный алгоритм, реализованный в эконометрическом пакете OxMetrics 6.2, осуществляет оптимальное разбиение на любое количество блоков в ходе поиска конечной модели. Метод сатурации импульсными индикаторными переменными позволяет определять в процессе моделирования структурные сдвиги, выбросы и возможные искажения в данных. Использование данного метода для анализа структурных

сдвигов (изменений среднего) при исследовании инерционности инфляции представлено в Santos, Oliveira (2010), Oliveira, Santos (2010).

Рассмотрим пример определения структурных сдвигов при помощи сатурации импульсными индикаторными переменными, используя имитационное моделирование методом Монте-Карло. Условия эксперимента выбраны достаточно произвольно, но вместе с тем мы попытались передать особенности динамики исследуемых в данной работе показателей. Допустим, что в динамике переменной y_t имеется структурный сдвиг (изменение среднего) внутри временного ряда (такие условия эксперимента фактически имитируют два структурных сдвига, что в определенной степени соответствует фактической динамике показателей инфляции и прироста денежных агрегатов за рассматриваемый период). Точки этих структурных сдвигов известны: $T1_b = 30$ и $T2_b = 45$. При этом изменение режимов в динамике переменной происходит в точках $T1_b + 1$ и $T2_b + 1$. Общая величина выборки составляет 100 наблюдений. Предположим, что процесс генерации данных описывается авторегрессией следующего вида:

$$y_t = \mu + \varphi y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon \sim N(0,1). \quad (1)$$

При этом параметр авторегрессии $\varphi = 0.5$ (стационарный процесс) во всех режимах. Константа $\mu = -0.5$ до и после структурного сдвига, и $\mu_b = 1.5$ для отрезка, соответствующего структурному сдвигу. Остатки ε_t в (2) являются нормально распределенной величиной с нулевым средним и единичной дисперсией. Таким образом, мы задаем стационарный процесс со сдвигом среднего внутри выборки, что предполагает три режима в динамике переменной y_t . Монте-Карло-эксперимент предполагает количество повторений $M = 1000$. Полученная в результате эксперимента переменная представлена на верхнем графике рис. 2¹.

Далее мы использовали метод сатурации индикаторными фиктивными переменными для определения наличия и точек структурных сдвигов в динамике переменной y_t , включая в модель в качестве регрессора только константу:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t. \quad (2)$$

При оценке модели методом сатурации индикаторными фиктивными переменными ис-

¹ Расчеты выполнены при помощи модуля PcNaive в OxBMetrics 6.2.

пользовался уровень значимости $\alpha = 0.01$. Результаты в графическом виде представлены на среднем графике рис. 2. Линия IIS показывает расположение статистически значимых индикаторных переменных в модели (участки, представленные прямой линией, соответствуют незначимым индикаторным переменным). Структурный сдвиг в данном случае определяется как непрерывная последовательность статистически значимых индикаторных переменных одного знака и примерно равных по величине в модели (3). Отдельные статистически значимые индикаторные переменные характеризуют выбросы в данных. Как видно, структурный сдвиг на графике определен, как отрезок между тридцатым и сорок пятым наблюдениями.²

Анализ коэффициентов при импульсных индикаторных фиктивных переменных в модели (1), показал, что тест определил наличие структурного сдвига в динамике переменной y_t и точно обозначил предварительно заданные в рамках нашего эксперимента точки сдвига среднего уровня переменной – 30 и 45 наблюдение (режим в динамике переменной меняется с 31 и с 46 наблюдения, то есть в точках $T1_b + 1$ и $T2_b + 1$). На данном отрезке коэффициенты имеют одинаковый знак и сопоставимую величину: среднее значение коэффициента составляет 5.526, при максимальном и минимальном значении, равном 6.243 и 4.264, соответственно. Для учета сдвига среднего на основе проведенного теста были созданы две ступенчатые фиктивные переменные: $D1_t = 1(t \geq T1_b + 1)$ и $D1_t = 0(t \leq T1_b)$; $D2_t = 1(t \geq T2_b + 1)$ и $D2_t = 0(t \leq T2_b)$. Соответствующая регрессия, отражающая сдвиги среднего уровня в переменной y_t показана на нижнем графике рис. 2. Интересно отметить, что метод определения структурных сдвигов, предложенный в Bai, Perron (1998; 2003), определил в рассматриваемом условном примере 3 точки структурных сдвигов: 30 и 46 наблюдения (что в принципе соответствует полученным результатам) и 78 наблюдение (что не соответствует фактическому процессу генерации данных).

² Результаты получены при помощи алгоритма *Autometrics*, осуществляющего выбор модели методом «от общего к частному» с сатурацией индикаторными фиктивными переменными, в эконометрическом пакете OxMetrics 6.2.

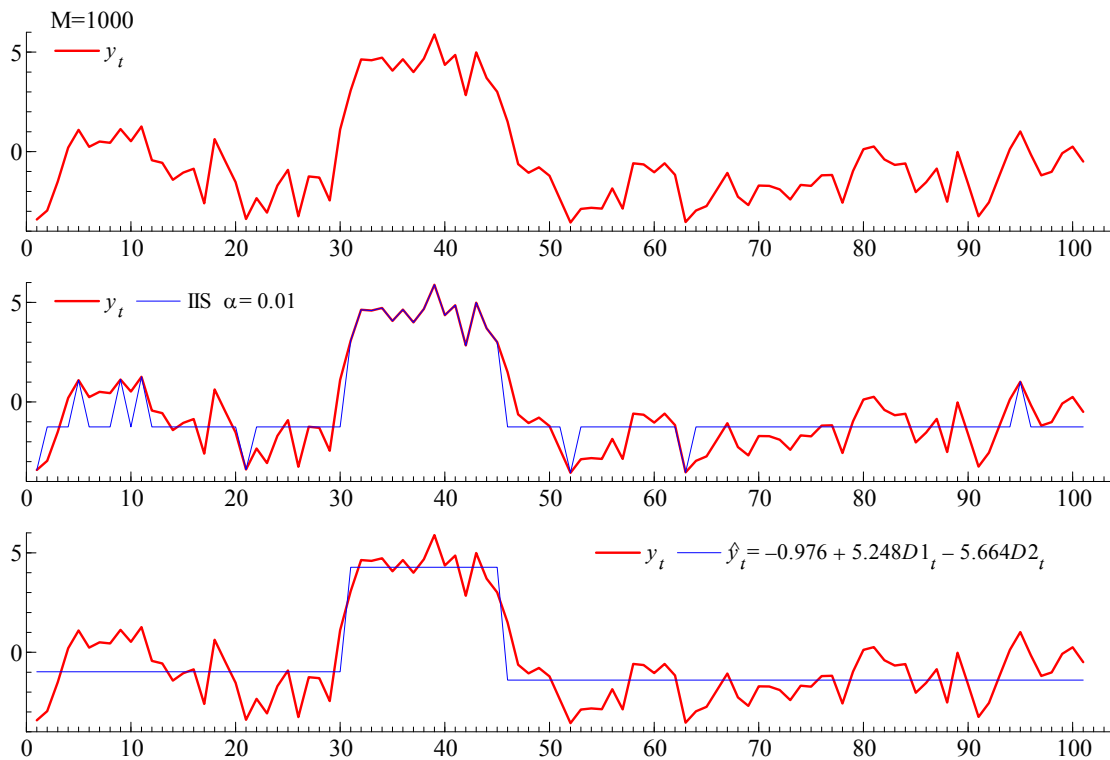


Рис. 2. Структурный сдвиг и импульсная сатурация

Теперь используем рассмотренный выше тест на структурный сдвиг (изменение среднего) применительно к показателям инфляции и прироста денежных агрегатов. Для наглядности и с целью экономии места представим результаты только в графическом виде (рис. 3). Расчеты осуществлялись на основе модели (2), при этом использовался уровень значимости $\alpha = 0.025$. В качестве структурного сдвига в данном случае мы рассматривали непрерывную последовательность статистически значимых индикаторных переменных одного знака и примерно равных по величине произвольно была выбрана последовательность, равная минимум 6 кварталам). Остальные статистически значимые индикаторные переменные являются выбросами. Исключение составил третий структурный сдвиг в динамике переменных $\Delta m1_t$ и $\Delta m2_t$, где режим определен при пропуске трех кварталов, что обусловлено влиянием мирового финансово-экономического кризиса.

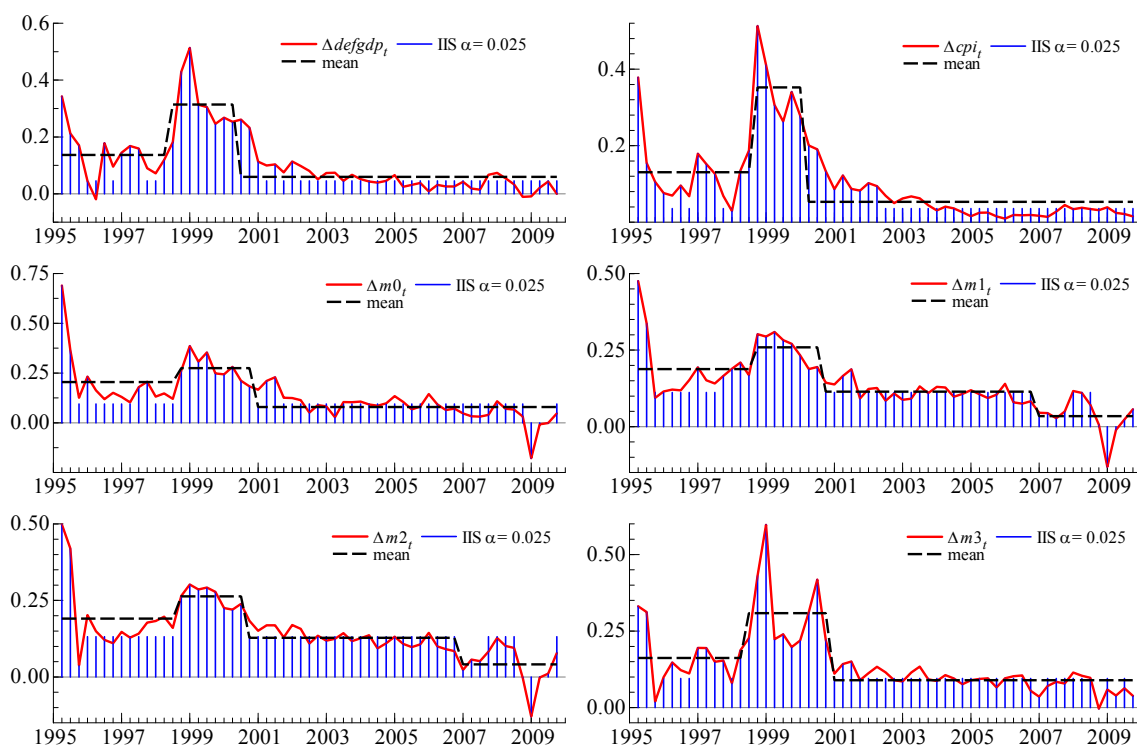


Рис. 3. Структурные сдвиги в динамике показателей инфляции и прироста денежных агрегатов

На рис. 3 делениями отмечены результаты теста на структурный сдвиг. Непрерывные последовательности статистически значимых индикаторных переменных формируют отрезки, характеризующие изменения режимов динамики исследуемых переменных. На их основе были созданы ступенчатые фиктивные переменные, позволяющие учесть изменение среднего уровня переменных (пунктирная линия на рис.3). Как видим, все рассматриваемые показатели, согласно использованному тесту, имеют структурные сдвиги в динамике. При этом в динамике переменных $\Delta defgdp_t$, Δcpi_t и Δcpi_t наблюдаются 2 структурных сдвига (3 режима), в то время как динамика переменных $\Delta m1_t$ и $\Delta m2_t$ характеризуется тремя структурными сдвигами (4 режима). Конкретные даты структурных сдвигов, полученные на основе сатурации импульсными индикаторными фиктивными переменными, представлены в табл. 2

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 политики 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, т.е. исходя из особенностей фактической динамики переменных.

Таблица 2

**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
$\Delta defgd p_t$	1998:2; 2000:4	3
$\Delta c p i_t$	1998:3; 2000:2	3
$\Delta m 0_t$	1998:3; 2001:1	3
$\Delta m 1_t$	1998:3; 2000:3; 2006:4	4
$\Delta m 2_t$	1998:3; 2000:3; 2006:4	4
$\Delta m 3_t$	1998:2; 2000:4	3

Таким образом, рассмотренный метод определения структурных сдвигов позволяет определять любое количество структурных сдвигов для переменных с различным порядком интегрированности. Он лишен недостатков, присущих методу, предложенному в Bai, Perron (1998; 2003), и может быть использован в прикладном эконометрическом анализе различных макроэкономических показателей, испытывающих влияние структурных сдвигов.

Литература

Bai, J., Perron, P. (1998) Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structur-

al 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.

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

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.

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

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

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.