

Оценка инерционности инфляции в Республике Беларусь

23 апреля 2012 года

Автор: Игорь Пелипась, BEROC

Вообще говоря, инерционность инфляции (*inflation persistence*) можно определить как скорость, с которой инфляция возвращается к своему равновесному уровню после шока. С 1995 года на динамику инфляции в Беларуси влияет целый ряд внутренних и внешних шоков, что, в свою очередь, вызывает структурные сдвиги в соответствующей базе статистических данных. Глубокий валютный кризис 2011 года вызвал гигантский рост инфляции, уровень которой начал измеряться трехзначными числами. В текущем году снижение темпов инфляции стало для белорусских властей одной из самых насущных задач. В этом контексте оценка инерционности инфляции в Беларуси имеет большое значение для проведения разумной денежно-кредитной политики и макроэкономической стабилизации. Кроме того, инерционность инфляции является актуальной темой в ходе споров о возможности инфляционного таргетирования в Республике Беларусь. Обширная литература, посвященная этой теме, существует в США, ЕС и в других странах. Однако в Беларуси инерционность инфляции до сих пор не была предметом анализа. В настоящем обзоре мы сделали попытку восполнить этот пробел, представив результаты нашей оценки инерционности инфляции в Республике Беларусь.

В среде экономистов проблема инерционности инфляции остается дискуссионной. Например, *Pivetta and Reis (2007)*, анализируя экономику США, утверждают, что за исследуемый период инерционность инфляции была высокой и почти неизменной. Они также считают, что применительно к инфляции в США нулевая гипотеза о наличии единичного корня не может быть отвергнута. Тем не менее, многие исследования в рамках *Inflation Persistence Network (IPN)* для стран еврозоны отмечают, что, с учетом структурного сдвига (структурных сдвигов) в инфляционной динамике, инфляция в этих странах является лишь умеренно инерционной или не является инерционной вообще.

В нашем аналитическом обзоре представлены результаты оценки инерционности инфляции в Беларуси на основе подхода, изложенного в работе *Pelipas (2011)*. Такой подход позволил связать меру инерционности инфляции с тестами на единичный корень и множественность структурных сдвигов. При оценке инерционности инфляции в Беларуси за период 1995-2011 гг. мы использовали квартальные (скорректированные с учетом сезонного фактора) данные по инфляции, оцененной по индексу дефлятора ВВП, и инфляции, рассчитанной по индексу потребительских цен (ИПЦ). Для экономических властей оценка инерционности инфляции имеет большое политическое значение, с точки зрения выбора денежно-кредитной политики и мер макроэкономической стабилизации.

Инерционность инфляции: определение и измерение

В соответствии с определением, которое было принято в рамках *Inflation Persistence Network (IPN)* для стран еврозоны, инерционность инфляции – «тенденция инфляции постепенно возвращаться к своему долгосрочному значению после шока, отклонившего инфляцию от ее долгосрочного значения» (*Altissimo et al., 2006*). К измерению инерционности инфляции есть два основных подхода. В основу первого из них, как правило, кладутся одномерные модели авторегрессии, в которых инфляционный шок представлен остаточным членом авторегрессии, а мерой инерционности инфляции считается сумма авторегрессионных коэффициентов для всех включенных лагов. Второй подход основан на структурных

многомерных моделях, в которых шоки происходят от действия случайных переменных, объясняющих динамику инфляции. При оценке инерционности инфляции в Беларуси мы использовали одномерные модели.

Чтобы правильно определить множественные структурные сдвиги в динамике инфляции при оценке её инерционности, важно применять соответствующие эконометрические подходы. Мы опирались на подход, описанный Pelipas (2011). В настоящей аналитической записке рассматривается вопрос определения порядка интегрированности инфляции и темпов роста денежных агрегатов в Беларуси при множественных структурных сдвигах. Кроме того, предложен модифицированный тест, где точки структурных сдвигов на первом этапе определяются эндогенно (методом, основанным на сатурации импульсными индикаторными переменными – *impulse indicator saturation technique*). Затем подходящие точки структурных сдвигов используются экзогенно в стандартном тесте Дики-Фуллера на наличие единичного корня. Подобный подход делает возможным тестирование на наличие единичного корня для любого числа структурных сдвигов.

Определение структурных сдвигов в динамике инфляции

С 1995 года инфляционная динамика в Беларуси подвергается воздействию разнообразных внутренних и внешних шоков, которые приводят, в свою очередь, к структурным сдвигам в соответствующих временных рядах. При оценке инерционности инфляции эти структурные сдвиги необходимо правильно выявлять и учитывать, в противном случае возможны ошибочные выводы по поводу самой степени инерционности. Кроме того, выводы будут зависеть и от конкретного метода тестирования на наличие структурных сдвигов, поскольку различные методы могут давать разные временные даты сдвигов и даже разное их количество (Santos and Oliveira, 2010).

Для того, чтобы определить количество и сроки возможных структурных сдвигов в динамике инфляции в Республике Беларусь, мы применили недавно разработанный метод, в основе которого лежит сатурация индикаторными импульсными переменными [Hendry et al. (2008); Johansen and Nielsen (2009); Hendry and Santos (2010)].

Для анализа свойств эконометрической модели указанный метод использует индикаторные импульсные фиктивные переменные, принимающие значения 1 или 0. Потенциально таких переменных может насчитываться T , поэтому одновременно включить их все в модель не представляется возможным. Однако эти импульсные фиктивные переменные могут быть включены в модель отдельными блоками. В простейшем случае с двумя блоками выборка разбивается на две равные части ($T/2$), после чего индикаторные фиктивные переменные включаются только для первой части выборки; статистически значимые переменные при определенном уровне значимости сохраняются. В дальнейшем выбранные на первом этапе индикаторные фиктивные переменные убираются, а в модель добавляется оставшаяся часть индикаторных фиктивных переменных. Затем эта процедура повторяется для второй части выборки. Статистически значимые индикаторные фиктивные переменные из двух блоков объединяются, откуда вновь выбираются и сохраняются лишь совместно значимые переменные. Оптимальное разбиение на любое число блоков, а также их подбор при поиске конечной модели осуществляет вычислительный алгоритм, реализованный в последних версиях программного обеспечения OхMetrics.

В процессе моделирования метод сатурации импульсными индикаторными переменными позволяет определять структурные сдвиги, выбросы и возможные искажения данных. Этот метод как способ тестирования структурных сдвигов обсуждается, в частности, в работах Santos (2008), Castle et al. (2010), а также использовался при исследовании инерционности инфляции во Франции в работах Santos and Oliveira (2010), Oliveira and Santos (2010).

Мы применили метод сатурации индикаторными фиктивными переменными для выявления сдвигов в динамике инфляции, оцененной по индексу дефлятора ВВП и по индексу потребительских цен в Республике Беларусь, в качестве регрессора включив в нашу модель только константу. Для наглядности полученные результаты представлены в графическом виде ([см. рис. 1](#))

В качестве структурного сдвига мы взяли непрерывную последовательность статистически значимых индикаторных переменных одного знака и примерно одинаковой величины (нами из практических соображений произвольно выбрана последовательность в шесть кварталов; в качестве структурного сдвига в конце выборки мы рассмотрели также последовательность, равную трём кварталам). Все остальные статистически значимые индикаторные переменные определены нами как выбросы.

На [рис. 1](#) делениями отмечены результаты теста на наличие структурного сдвига по методу сатурации индикаторными фиктивными переменными. Непрерывные последовательности статистически значимых индикаторных переменных формируют отрезки, характеризующие изменения режимов динамики инфляции, рассчитанной по индексу дефлятора ВВП, и инфляции, оцененной по ИПЦ. На их основе созданы ступенчатые дискретные переменные, позволяющие учесть изменение среднего уровня переменных (пунктирная линия на [рис.1](#)). Очевидно, что показатели инфляции, оцененной по индексу дефлятора ВВП, и инфляции, рассчитанной по ИПЦ, в Республике Беларусь, согласно использованному тесту, имеют за период 1995-2011 гг. несколько структурных сдвигов. В целом, в их динамике были обнаружены три структурных сдвига (что соответствует четырём разным режимам). Конкретные даты структурных сдвигов, полученные с помощью метода сатурации импульсными фиктивными переменными, представлены в [табл. 1](#).

Результаты теста на структурные сдвиги методом сатурации импульсными индикаторными переменными четко согласуются с реальной динамикой инфляции, оцененной как по дефлятору ВВП, так и по ИПЦ, а точки структурных сдвигов имеют явную экономическую интерпретацию. В частности, структурный сдвиг в третьем квартале 1998 г. обусловлен российским финансовым кризисом августа 1998 года. Структурный сдвиг с четвертого квартала 2000 г. по первый квартал 2001 г. совпадает с периодом перехода к единому курсу белорусского рубля и дальнейших изменений в монетарной политике. И, наконец, структурный сдвиг во втором квартале 2011 г. связан с глубоким валютным кризисом и, как следствие, с резкой девальвацией белорусского рубля.

Поскольку все точки структурных сдвигов имеют ясную экономическую интерпретацию, то и включение соответствующих фиктивных переменных, учитывающих влияние этих сдвигов, в тесты на наличие единичного корня является экономически оправданным и не представляет собой просто «подгонку» модели под имеющиеся данные. При этом важно отметить, что точки структурных сдвигов в рамках рассмотренного метода выбираются эндогенно, то есть с учетом реальных особенностей инфляционной динамики в Республике Беларусь.

Интересно отметить, что широко используемый тест Бай-Перрона на наличие структурных сдвигов (см. *Bai and Perron, 2003*) в нашем случае не сумел правильно определить третий структурный сдвиг в конце выборки. [*Объяснения этому факту см. Castle et al. (2010)*].

Инерционность инфляции: анализ

Для анализа инерционности инфляции в Беларуси за период 1995-2011 гг. мы использовали модифицированный подход к тестированию на наличие единого корня при множественности структурных сдвигов (*Pelipas, 2011*). Суть этого подхода заключается в следующем.

1. Как уже говорилось ранее, точки сдвигов в динамике инфляции, рассчитанной по дефлятору ВВП, и инфляции, оцененной по ИПЦ, определяется эндогенно с использованием теста на множественность структурных сдвигов, основанного на методе сатурации импульсными переменными.
2. На базе теста на структурные сдвиги (методом сатурации импульсными переменными) создаются ступенчатые дискретные переменные. Данные дискретные переменные характеризуют различные режимы в динамике инфляции, оцененной по дефлятору ВВП, и инфляции, рассчитанной по индексу потребительских цен, а также отражают изменения среднего этих переменных.
3. Затем эти дискретные переменные включаются в одномерный тест Дики-Фуллера на единичный корень, по аналогии с фиктивными переменными, включенными в коинтегрированный вектор в рамках коинтеграционного многомерного теста Йохансена (1988).
4. Для проверки нулевой гипотезы о единичном корне мы сравниваем t -статистику (t -statistics) теста Дики-Фуллера (t -ADF) с критическими значениями, рассчитанными для коинтеграционного теста в рамках модели корректировки равновесия (см. *Ericsson and MacKinnon, 2002*).

Итак, мы имеем модель коррекции ошибками, но лишь для одной переменной с рядом детерминистических компонент (константа и дискретные переменные). Коэффициент авторегрессии с одним лагом относительно инфляции, оцененной по дефлятору ВВП, и инфляции, рассчитанной по ИПЦ, $(\rho - 1)$ можно рассматривать как механизм корректировки равновесия. Его значение можно проверить с помощью критических величин, взятых из коинтеграционного теста на адекватность модели корректировки равновесия. При этом фиктивные переменные, включенные в тест Дики-Фуллера на единичный корень, при определении соответствующих критических значений рассматриваются как дополнительные переменные. Если точки структурных сдвигов будут предварительно определены эндогенно методом сатурации импульсными индикаторными переменными, то предлагаемый подход позволит проводить тестирование на единичный корень для практически любого количества структурных сдвигов.

В [табл. 2](#) представлены результаты тестов на единичный корень для инфляции, оцененной по индексу дефлятора ВВП, и инфляции, рассчитанной по индексу потребительских цен. Длина лага выбрана именно так для устранения остаточной автокорреляции. Следует отметить, что коэффициенты у фиктивных переменных, характеризующие изменения в значении средней (changes in the mean), являются статистически значимыми. Их знаки правильно указывают на направление изменений в режимах динамики переменных. Как уже было сказано, все структурные сдвиги имеют четкую экономическую интерпретацию. Согласно t -статистике в ADF-тесте, нулевая гипотеза отвергается на 1%-ном уровне значимости для всех рассмотренных переменных. Таким образом, инфляция по дефлятору ВВП и инфляция по ИПЦ обе представляют собой стационарные переменные с изменяющимся средним. Этот факт указывает на отсутствие в Республике Беларусь инерционности инфляции за исследуемый период. Следует добавить, что точечные оценки инерционности инфляции, определенной по дефлятору ВВП, и инфляции, рассчитанной по ИПЦ, достаточно малы

(0,32 и 0,53 соответственно). Как ясно из [табл. 2](#), инфляция, рассчитанная по дефлятору ВВП, возвращается к своему равновесному уровню после испытанного шока в течение 1,5 кварталов. Для инфляции, оцененной по индексу потребительских цен, соответствующий срок составляет примерно 2 квартала.

Кроме того, мы рассмотрели инерционность инфляции с точки зрения функций импульсного отклика с помощью теста на единичный корень с множественными структурными сдвигами ([рис. 2](#)).

Верхние графики на [рис. 2](#) отражают реакцию инфляции, оцененной по дефлятору ВВП, и инфляции, рассчитанной по ИПЦ, на единичный шок (в пределах доверительного интервала), без учета множества структурных сдвигов в динамике инфляционных переменных. В этом случае на возвращение инфляции, определенной по дефлятору ВВП, и инфляции, рассчитанной по ИПЦ, к их равновесному уровню после шока требуется примерно семь кварталов. Таким образом, если не учитывать структурные сдвиги, то инфляцию в Беларуси можно было бы ошибочно принять за инерционный процесс.

Важно отметить, что результаты ADF-теста на инфляцию, оцененную по дефлятору ВВП, и инфляцию, рассчитанную по ИПЦ, без структурных сдвигов весьма чувствительны к временным параметрам выборки и к длине лага. Для этих переменных нулевая гипотеза о наличии единичного корня отвергается только применительно ко всей выборке и тогда, когда оптимальное количество лагов выбирается на основе разных информационных критериев. Однако если количество лагов выбирать так, чтобы устранить автокорреляцию остатков, и в то же время сдвинуть выборку всего на два или три квартала вперед, то нулевая гипотеза о наличии единичного корня не будет отвергаться ни для какой из двух рассмотренных переменных. Следовательно, в нашем случае применение теста на единичный корень без структурных сдвигов не дает надежных и непротиворечивых результатов.

Напротив, функции импульсного отклика, представленные в нижних графиках [рис. 2](#), вполне соответствуют результатам из [таблицы 2](#). С учетом множественности структурных сдвигов функции импульсного отклика – «хорошие» («*well-behaved*»). В таком случае на возвращение инфляции, оцененной по дефлятору ВВП, и инфляции, рассчитанной по ИПЦ, к их равновесному уровню после шока уходит примерно 1,5 и 2,5 квартала, соответственно. Таким образом, анализ импульсных откликов также исключает инерционность инфляции в Республике Беларусь.

Подведение итогов

Оценка инерционности инфляции в Беларуси на основе ежеквартальных данных с сезонной корректировкой за период 1995-2011 гг., с использованием одномерных тестов и с учетом структурных сдвигов в динамике инфляции, привела к следующим результатам:

- 1) По итогам тестирования методом сатурации импульсными переменными в реальной динамике инфляции, оцененной по дефлятору ВВП, и инфляции, рассчитанной по ИПЦ, были обнаружены три структурных сдвига. Все точки сдвига имеют четкую экономическую интерпретацию. В частности, первый структурный сдвиг в третьем квартале 1998 г. обусловлен российским финансовым кризисом августа 1998 года. Структурный сдвиг с четвертого квартала 2000 г. по первый квартал 2001 г. выпадает на период перехода к единому курсу белорусского рубля и последующих изменений в монетарной политике. Третий структурный сдвиг во втором квартале 2011 г. связан с глубоким валютным кризисом и, как следствие, с крупномасштабной девальвацией белорусского рубля

- 2) Учитывая эти структурные сдвиги, инфляция, определенная по дефлятору ВВП, и инфляция, рассчитанная по ИПЦ, в Беларуси представляют собой стационарные переменные с изменяющимися средними. Формальное тестирование на единичный корень показало, что гипотеза о нестационарности этих переменных отвергается на 1%-ном уровне значимости. Таким образом, инерционность инфляции, определенной по дефлятору ВВП, и инфляции, рассчитанной по ИПЦ, исключается. В крайнем случае, инерционность инфляции в Беларуси за период 1995-2011 гг. можно считать весьма умеренной. Точечные оценки инерционности для инфляции, оцененной по дефлятору ВВП, и инфляции, определенной по ИПЦ, достаточно малы (0,32 и 0,53 соответственно). Инфляция по дефлятору ВВП и инфляция потребительских цен возвращается к равновесным уровням после шока в течение полутора и двух кварталов соответственно.
- 3) Анализ при помощи функций импульсного отклика подтвердил результаты точечных оценок инерционности инфляции. Таким образом, анализ при помощи функций импульсного отклика также исключает инерционность инфляции в Беларуси.
- 4) Представленные результаты имеют очевидные политические последствия. Низкая инерционность инфляции в Республике Беларусь является здоровой предпосылкой для проведения макроэкономической стабилизации и антиинфляционной денежно-кредитной политики. В любом случае, разумная денежно-кредитная политика должна в 2012 г. привести к существенному снижению инфляции. Кроме того, стационарность инфляции можно считать важным элементом технической возможности реализации инфляционного таргетирования в Беларуси.

Литература

- Altissimo, F., Ehrmann, M., Smets, F. (2006) Inflation Persistence and Price-Setting Behaviour in the Euro Area. A Summary of the IPN Evidence, ECB, Occasional Paper Series, 46.
- 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.
- Johansen, S. (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–54.
- Ericsson, N., MacKinnon, J. (2002) Distributions of Error Correction Tests for Cointegration, *Econometrics Journal*, 5, 285–318.
- Hendry, D., Johansen S., and Santos, C. (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. (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic*
- 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.
- Oliveira, M., Santos, C. (2010) Looking for a Change Point in French Monetary Policy in the Early Eighties, *Applied Economics Letters*, 17, 387–392.
- Pelipas, I. (2011) Structural Breaks and Dynamic Characteristics of Inflation and Growth Rates of Monetary Aggregates, BERO, Working Paper, 15.
- Pivetta, F., Reis, R. (2007) The Persistence of Inflation in the United States, *Journal of Economic Dynamic and Control*, 31, 1326-1358.
- 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.