

Эмпирические основы монетарного таргетирования в Беларуси¹

Ключевые слова:

монетарное таргетирование, инфляция, денежные агрегаты, коинтегрированная векторная авторегрессия, экзогенность, каузальность по Гранджеру, P^* -модель инфляции.

Результаты эмпирического анализа

Используемые данные

Для эконометрического анализа были использованы следующие исходные данные:

- денежная база (МВ) в белорусских рублях;
- денежный агрегат МЗ (широкая денежная масса) в белорусских рублях²;
- номинальная ставка рефинансирования (NIRR);
- индекс потребительских цен (CPI);
- реальный валовой внутренний продукт (RGDP).

Были использованы временные ряды без корректировки на сезонность за период 1995q–2014q4 (20 лет, 80 кварталов). Выборка является достаточной для использования коинтеграционного анализа. Использовались квартальные данные реального ВВП в средних ценах 2009 г. Поскольку официальная статистика не дает данных в средних ценах 2009 г. для рассматриваемого периода времени, данные о реальном ВВП за годы в ценах 1995 г., 2000 г. и 2005 г. пересчитывались в цены 2009 г. посредством имеющихся квартальных темпов роста реального ВВП. Квартальные данные для CPI, МЗ и МВ были получены путем усреднения месячных данных. Квартальные данные для NIRR также были рассчитаны посредством усреднения имеющихся точечных данных.

Такие переменные, как МВ, МЗ, CPI и RGDP, были трансфор-

мированы в натуральные логарифмы: $mb_t = \ln MB_t$, $mz_t = \ln MZ_t$, $cpi_t = \ln CPI_t$, $rgdp_t = \ln RGDP_t$. Реальная денежная масса (RMЗ) в логарифмах рассчитывалась как $rmz_t = mz_t - cpi_t$. Первые разности этих переменных использовались в качестве аппроксимаций соответствующих темпов прироста: $\Delta mb_t = mb_t - mb_{t-1}$, $\Delta mz_t = mz_t - mz_{t-1}$, $\Delta cpi_t = cpi_t - cpi_{t-1}$, $\Delta rgdp_t = rgdp_t - rgdp_{t-1}$, $\Delta rmz_t = rmz_t - rmz_{t-1}$. Логарифмические уровни и их первые разности представлены на *рисунке 1*. Эти показатели использовались далее как эндогенные и экзогенные переменные в коинтеграционном анализе.

Из *рисунка 1* видно, что денежная база и широкая денежная масса имеют похожий возрастающий тренд и потенциально могут быть коинтегрированными. В динамике этих показателей в последние годы имеются выраженные сдвиги уровней: 2009q1 для денежной базы и 2011q4 для денежного агрегата МЗ. Все отмеченные структурные сдвиги имеют отношение к финансовым кризисам 2009 г. и 2011 г. Цены также демонстрируют сдвиг уровня в 2011q4. Примерно в это же время наблюдается сдвиг уровня и в динамике реального МЗ (2011q3). Таким образом, основные переменные за последние годы имеют фактически сходные структурные сдвиги. Реальный ВВП характеризуется выраженным сезонным паттерном. Мы также протестировали другие временные ряды, представленные на *рисунке 1*, на наличие идентифицируемой сезонности, исполь-

зуя процедуру TRAMO-SEATS в автоматическом режиме³. В результате оказывается, что все временные ряды имеют сезонную составляющую согласно комбинированному тесту на наличие идентифицируемой сезонности. Таким образом, эти характеристики данных должны быть приняты во внимание в эконометрическом анализе путем включения в модели сезонных фиктивных переменных и тестирования их статистической значимости.

На *рисунке 2* представлены три дополнительные переменные: номинальная ставка рефинансирования (NIRR), уровень инфляции (INF_YOY), и реальная ставка рефинансирования. В отличие от ранее рассмотренных временных рядов эти переменные были рассчитаны как темпы прироста или представляют собой исходные данные, выраженные в форме коэффициентов. Реальная ставка рефинансирования получена на основе номинальной ставки и уровня инфляции год к году. Следует отметить, что для этих переменных мы использовали более короткий временной период 1996q1–2014q4 в связи с особенностями их расчетов. Данные переменные были проверены на наличие сезонности, и ее наличие не получило подтверждения. Указанные показатели (а именно, RIRR и INF_YOY) использовались в дальнейшем как экзогенные в коинтеграционном анализе.

Все логарифмические уровни переменных явно являются не-

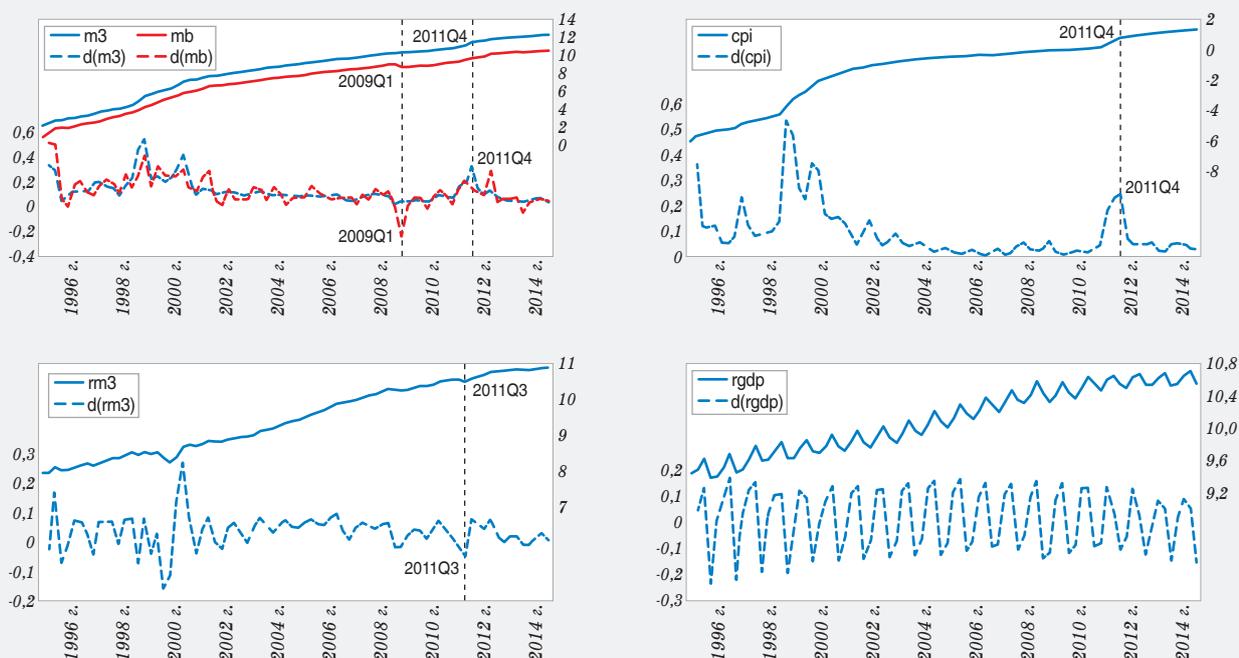
¹ Окончание. Начало см.: Банкаўскі веснік, 2015. – № 11 (628). – С. 14–20.

Авторы выражают признательность Александру Чубрику (Исследовательский центр ИПМ) за плодотворную дискуссию и ценные предложения в ходе проведения исследования, а также Дмитрию Калечицу и Наталье Мирончик (Национальный банк Республики Беларусь) за полезные комментарии при обсуждении первоначального варианта данной работы. При этом вся ответственность за содержание работы лежит на авторах.

² Определение денежной базы и широкой денежной массы представлено на <http://www.nbrb.by>.

³ Для проверки наличия сезонности была использована программа JDemetra+2.0.

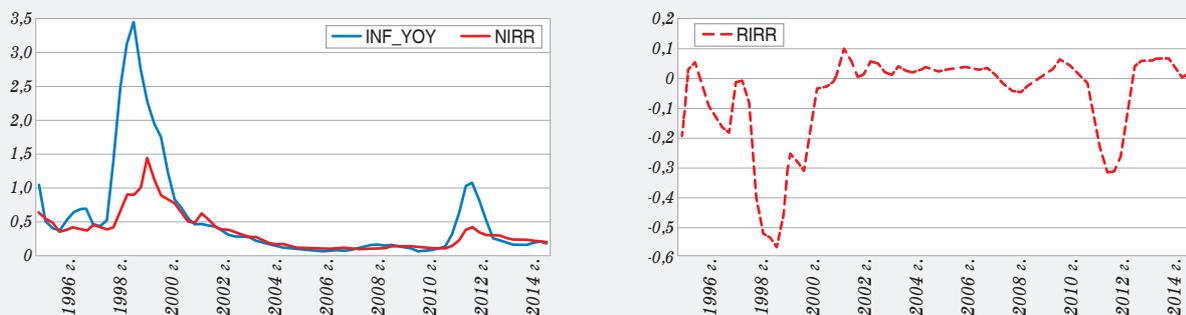
Основные временные ряды: эндогенные переменные



Примечания. 1. Все переменные представлены в натуральных логарифмах без корректировки на сезонность, d – оператор разности Δ .
2. Расчеты авторов на основе данных Национального банка и Белстата.

Рисунок 1

Дополнительные временные ряды: экзогенные переменные



Примечания. 1. Все переменные представляют собой темпы прироста или исходные данные, выраженные в форме коэффициентов.
2. Расчеты авторов на основе данных Национального банка и Белстата.

Рисунок 2

стационарными, поэтому мы провели тестирование на единичный корень только для первых разностей переменных, представленных на *рисунке 1*, и для уровней переменных, изображенных на *рисунке 2*. Использовался обычный расширенный тест Дики – Фуллера на единичный корень (ADF-тест). Для переменных с выявленным сезонным паттерном этот ADF-тест включал сезонные фиктивные переменные. Все тесты включали константу

в качестве детерминистической переменной. Длина лага в тестах выбиралась таким образом, чтобы обеспечить отсутствие автокорреляции остатков. Полученные результаты представлены в *таблице 1*.

Важно, что H_0 об отсутствии автокорреляции остатков в соответствующих регрессиях не отвергается для всех переменных. Нулевая гипотеза о единичном корне отвергается для Δcpi , $\Delta m3$, Δm и RIRR на 1%-м уровне значимо-

сти, для Δmb и $\Delta rgdp$ – на 5%-м уровне. Единичный корень для INF_YOY не может быть отвергнут на общепринятом 5%-м уровне значимости. Таким образом, эта переменная с некоторыми оговорками может рассматриваться как нестационарная (уровень инфляции год к году выглядит весьма сглаженным и характеризует краткосрочный тренд в динамике инфляции).

Стационарность инфляции (Δcpi) – очень важное условие

Таблица 1

Тесты на единичный корень

Переменные	Спецификация	Длина лага	t-ADF	p-значение	AR 1-5 (p-значение)
Δcpi	C, S	0	-3,75	0,005	0,071
$\Delta m3$	C, S	0	-3,87	0,004	0,922
Δmb	C, S	2	-2,91	0,044	0,250
$\Delta rm3$	C, S	0	-7,22	0,000	0,223
$\Delta r3dp$	C, S	3	-3,28	0,016	0,543
INF_YOY	C	3	-2,77	0,062	0,180
RIRR	C	1	-5,31	0,000	0,290

Примечания: 1. C – константа, S – сезонные фиктивные переменные. Длина лага в ADF-тестах на единичный корень выбиралась таким образом, чтобы обеспечить отсутствие автокорреляции остатков в соответствующих регрессиях. AR 1-5 – F-тест на автокорреляцию остатков 1-5-го порядков, H_0 – автокорреляция остатков отсутствует.
2. Расчеты авторов.

для дальнейшего анализа. На первый взгляд, согласно тесту Дики – Фуллера инфляция является стационарной переменной. Однако тест на отсутствие автокорреляции для инфляции лишь предельно подтверждает нулевую гипотезу. Кроме того, график инфляции на *рисунке 1* демонстрирует весьма сложную динамику, возможно, с множественными структурными сдвигами. Поэтому необходим более детальный анализ этой переменной.

В [13] показывается, что расширенный тест Дики – Фуллера по своей сути является одномерным случаем векторной авторегрессионной модели с механизмом корректировки равновесия. Если интересующая нас переменная является стационарной, тогда она коинтегрирована сама с собой. Это означает, что

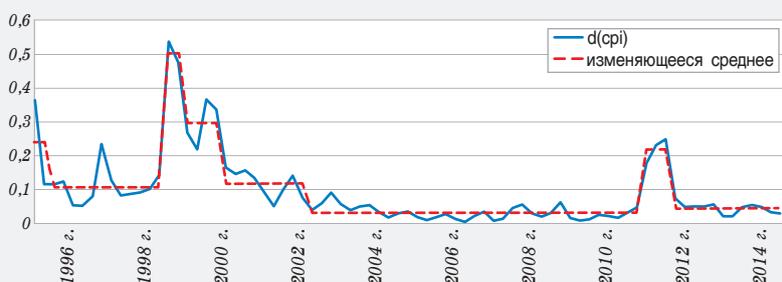
любое отклонение переменной от ее равновесного уровня после соответствующего шока будет скорректировано. Фактически это аналогично коэффициентам обратной связи в многомерной коинтегрированной модели Йохансена, которые характеризуют скорость корректировки равновесия в системе уравнений.

В таком контексте представляется возможным переформулировать тест на единичный корень Дики – Фуллера, рассматривая множественные структурные сдвиги среднего, определенные эндогенно, также, как и в векторной авторегрессии с механизмом корректировки равновесия в случае, когда константа включена в коинтеграционное пространство. Соответствующий коэффициент в тесте Дики – Фуллера может трактоваться как меха-

низм корректировки равновесия, и его значимость может быть определена при помощи критических значений для теста на коинтеграцию в рамках условной модели с корректировкой равновесия [5]. Ступенчатые фиктивные переменные в модели могут рассматриваться как дополнительные переменные в коинтеграционном векторе, а критические значения могут использоваться в соответствии с числом таких переменных.

Применив процедуру сатурации ступенчатыми индикаторными переменными [4] с достаточно низким уровнем значимости $\alpha = 0,001$ для модели, содержащей Δcpi и фиксированную константу, мы обнаружили множественные сдвиги среднего в динамике инфляции (*рисунк 3*). Затем эти сдвиги в виде полученных ступенчатых фиктивных переменных были учтены в тесте Дики – Фуллера на единичный корень, реализованном в эконометрическом пакете OxMetrics, с двумя лагами для устранения автокорреляции остатков. Полученный результат явно свидетельствует в пользу отвержения нулевой гипотезы о единичном корне в Δcpi : $t\text{-ADF} = -10,689$, что существенно превышает критическое значение на 1%-м уровне значимости. Таким образом, гипотеза H_{31} о том, что инфляция является стационарной переменной с множественными сдвигами среднего, находит подтверждение.

Динамика инфляции с изменяющимся средним



Примечания. 1. Для Δcpi с фиксированной константой использовалась процедура сатурации ступенчатыми фиктивными переменными при уровне значимости $\alpha = 0,001$.
2. Расчеты авторов.

Рисунок 3

Предложение денег: анализ связи между операционной и промежуточной целями

Анализируя возможность контролируемости промежуточной цели ($m3$) посредством операционной цели (mb), мы тестировали следующее⁴:

- существование коинтеграции между $m3$ и mb ;

- слабая экзогенность mb относительно $m3$;

- краткосрочная каузальность по Грэнджеру от Δmb к $\Delta m3$, но не наоборот, то есть сильная экзогенность mb ;

- положительное значимое долгосрочное влияние шока mb на $m3$ в C -матрице долгосрочного влияния, но не наоборот.

Первоначально мы экспериментировали с парной коинтеграцией между $m3$ и mb , однако это не привело к положительным результатам с точки зрения слабой экзогенности и каузальности по Грэнджеру. Тогда в анализ была введена дополнительная переменная – реальная ставка рефинансирования. Здесь важно подчеркнуть, что, согласно данным таблицы 3, RIRR является стационарной переменной. Это обстоятельство следует учитывать при использовании коинтегрированной VAR. Для включения стационарной переменной в коинтегрированную VAR был использован подход, предложенный в [15], согласно которому стационарная переменная в долгосрочную часть модели включается в аккумулятивном виде, а в краткосрочную часть – в ее исходном виде с соответствующими лагами.

В результате была использована система переменных ($m3$, mb) с лагом 2, константой в VAR, трендом в коинтеграционном пространстве и сезонными фиктивными переменными. Ступенчатая фиктивная переменная для 2009q1 (St2009q1) включается в коинтеграционный вектор в соответствии с подходом, предложенным в [10], с целью учесть явно выраженный сдвиг уровня mb во время финансового кризиса. Переменная RIRR включается в

краткосрочную часть коинтегрированной VAR только с текущим лагом, а в коинтеграционный вектор – в аккумулятивном виде, Cum(RIRR). Модель также включала две импульсные фиктивные переменные для 2009q1 и 2009q2, отражающие эффект сдвига уровня в краткосрочной части модели, и одну фиктивную переменную краткосрочного шока, равную 1 в 1999q1 и –1 в 1999q2. Указанные фиктивные переменные учитывают большие остатки и необходимы для улучшения спецификации модели.

Такая спецификация тестировалась на наличие автокорреляции остатков, нормальность и гетероскедастичность [2]. Многомерные тесты на автокорреляцию остатков показывают, что нулевая гипотеза об отсутствии автокорреляции первого и четвертого порядков соответственно не отвергается в пользу альтернативной гипотезы о наличии автокорреляции остатков. Многомерная нормальность остатков отвергается, но это происходит из-за эксцесса, а не за счет асимметрии. Однако, как показывают симуляционные исследования, статистические выводы в коинтегрированной VAR чувствительны к автокорреляции остатков, асимметрии и нестабильности параметров, в то время как эксцесс и гетероскедастичность не являются слишком серьезной проблемой [11]. Учитывая сказанное, можно сделать вывод, что рассматриваемая исходная модель достаточно хорошо специфицирована и может быть использована для дальнейшего анализа.

Результаты теста на коинтеграцию представлены в таблице 2. Поскольку коинтегрированная VAR в данном случае включает стационарную экзогенную переменную и ступенчатую фиктивную переменную в коинтеграционном векторе, соответствующие критические значения были симулированы при 10 000 повторений и длине процессов случайного блуждания, равной 500. Кроме того, также были рассчитаны бутстрэпские критические

значения. Нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграции между $m3$ и mb явно отвергается. Таким образом, существует долгосрочная связь между операционной и промежуточной целями. Кроме того, mb является слабо экзогенной переменной согласно соответствующему тесту.

Так как тренд статистически незначим в коинтеграционном векторе, он может быть исключен из дальнейшего анализа. После этого переменная Cum(RIRR) становится статистически значимой в коинтеграционном векторе с теоретически ожидаемым отрицательным знаком⁵. Коэффициент при mb является положительным и сильно значимым. Его точечная оценка составляет 1,044 с 95%-ми бутстрэпскими доверительными интервалами, равными [1,026 1,064]. Это свидетельствует о достаточно точной оценке основного параметра долгосрочной связи.

Исходя из результатов коинтеграционного анализа, функция предложения денег принимает следующий вид:

$$m3 = 1,044mb - 0,043Cum(RIRR) + 0,269St2009q1. \quad (1)$$

Корректировка неравновесия при этом происходит достаточно быстро: для восстановления равновесия после неожиданного шока требуется примерно 2 квартала (1/0,5176).

Стабильность полученного долгосрочного соотношения на всей выборке является чрезвычайно важной. Обычно для анализа стабильности на ограниченном временном периоде используются различные рекурсивные тесты Чоу. Такие диагностики, полезные для предварительного анализа, не дают оценку относительно всей выборки, поскольку являются тестами для отдельных моментов времени.

В данном исследовании, следуя [3], мы использовали следующий набор тестов на стабильность: (1) ненулевых собственных значений; (2) параметров долгосрочной связи; (3) параметров

⁴ Тестирование контролируемости целевой переменной посредством соответствующего инструмента в рамках коинтегрированной VAR-модели рассматривается в [9; 10].

⁵ Следует отметить, что во всех таблицах с результатами коинтеграционного анализа знаки при переменных инвертированы: минус означает положительное, а плюс – отрицательное влияние. Это общепринятое представление результатов, используемое в дальнейшем для расчета механизма корректировки равновесия.

Таблица 2

Предложение денег: результаты коинтеграционного анализа

(1) Тест на наличие коинтеграции					
Нулевая гипотеза, H_0	Собственное значение	LR(trace)	p -значение, асимптотическое	p -значение, бутстрэп	
$r = 0$	0,5436	74,4467	0,0000	0,0005	
$r \leq 1$	0,1564	13,2691	0,9221	0,4037	
(2) Нормализованный коинтеграционный вектор, β' и α -коэффициенты					
Переменные	$m3$	mb	Cum(RIRR)	St2009q1	trend
Кoineгpaциoнный вектор, β'	1,0000	-1,0898	0,0227	-0,3198	0,0049
α -коэффициенты	-0,4620	0,1102			
(3) Тесты на значимость β -параметров и слабую экзогенность (p -значения в скобках)					
Переменные	$m3$	mb	Cum(RIRR)	St2009q1	trend
Значимость β -параметров, $\chi^2(1)$	47,5252 (0,0000)	45,6331 (0,0000)	0,8250 (0,2637)	22,7983 (0,0000)	0,9957 (0,3183)
Слабая экзогенность, $\chi^2(1)$	42,3803 (0,0000)	1,2940 (0,2553)			
(4) Тестирование ограничений (p -значения в скобках)					
$\beta_{trend} = 0$	$\chi^2(1) = 0,9957 (0,3183)$				
$\alpha_{mb} = 0$	$\chi^2(1) = 0,8562 (0,3548)$				
$\beta_{trend} = 0 \cap \alpha_{mb} = 0$	$\chi^2(2) = 1,8519 (0,3962)$				
(5) Коинтеграционный вектор с ограничениями					
Переменные	$m3$	mb	Cum(RIRR)	St2009q1	trend
Кoineгpaциoнный вектор, β'	1,0000	-1,0440	0,0434	-0,2692	-
Стандартные ошибки	-	0,0092	0,0125	0,0253	-
α -коэффициенты	-0,5176	-			
Стандартные ошибки	0,0546	-			

Примечания: 1. Все расчеты были выполнены при помощи программного обеспечения Structural VAR 0.45. Асимптотические p -значения для коинтеграционного теста получены путем симуляций при помощи программы CATS 2 in RATS.
2. Расчеты авторов.

краткосрочной связи. В первом случае использовался флуктуационный тест на стабильность ненулевых собственных значений [8]; во втором случае – супремум и средний тест на стабильность параметров долгосрочной связи соответственно [13]; в третьем случае – флуктуационный тест на стабильность параметров краткосрочной связи [14]. Данные тесты дают общую оценку стабильности для выборки в целом и не требуют резервирования некоторой части выборки для их расчета. Таким образом, для анализа стабильности может быть использована полная выборка.

Результаты анализа стабильности представлены в таблице 3. Согласно проведенным тестам и

соответствующим бутстрэповским p -значениям можно сделать вывод, что функция предложения денег не демонстрирует какой-либо нестабильности ненулевых собственных значений, а также долгосрочных и краткосрочных параметров. Следовательно, результаты коинтеграционного анализа являются стабильными на всей выборке.

Следующим шагом было тестирование каузальности по Грэнджеру на основе полученной коинтегрированной VAR, результаты которого представлены в таблице 4. Как видим, отсутствие каузальности по Грэнджеру для mb относительно $m3$ убедительно отвергается. При этом переменная $m3$ не является

каузальной по Грэнджеру относительно переменной mb согласно как асимптотическим, так и бутстрэповским p -значениям. Таким образом, принимая во внимание результаты тестирования на слабую экзогенность, можно сделать вывод, что денежная база является сильно экзогенной переменной по отношению к денежному агрегату М3.

Коэффициенты C -матрицы, представленные в таблице 5, интерпретируются как долгосрочное влияние шоков (инноваций) ε_{m3} и ε_{mb} на переменные $m3$ и mb . В данном случае контролируемость $m3$ посредством mb подразумевает положительное статистически значимое долгосрочное влияние шока mb на $m3$, но не

Таблица 3

Предложение денег: анализ стабильности

Флуктуационный тест на стабильность ненулевых собственных значений	$\sup_{t \in T} \tau_{t T}(\lambda_1) = 0,4151 (0,8214)$
Тест на стабильность параметров долгосрочной связи:	
супремум	$\sup_{t \in T} Q_T^l = 0,4710 (0,9010)$
средний	$\text{mean}_{t \in T} Q_T^l = 0,1400 (0,7659)$
Флуктуационный тест на стабильность краткосрочных параметров	
<i>m3</i>	$S(11) = 0,8022 (0,6648)$
<i>mb</i>	$S(11) = 0,8672 (0,5368)$

Примечания: 1. Краткосрочные параметры при расчете флуктуационного теста на стабильность ненулевых собственных значений и тестов на стабильность параметров долгосрочной связи были фиксированы на среднем для выборки уровне. Тесты на стабильность параметров долгосрочной связи рассчитаны для модели с ограничением $\beta_{trend} = 0$, остальные тесты – для модели без ограничений. В скобках приведены бутстрэповские р-значения.
2. Расчеты авторов.

Таблица 4

Каузальность по Грэнджеру между *mb* и *m3*

Тест Грэнджера	Тест Вальда (χ^2)	р-значение	р-значение, бутстрэп
<i>mb</i> \nrightarrow <i>m3</i>	48,8059	0,0000	0,0000
<i>m3</i> \nrightarrow <i>mb</i>	3,3944	0,1357	0,1896

Примечания: 1. $x \nrightarrow y$ соответствует нулевой гипотезе (H_0), что переменная *x* не является каузальной по Грэнджеру относительно переменной *y*. При расчетах использовалась коинтегрированная VAR с ограничением $\beta_{trend} = 0$.
2. Расчеты авторов.

Таблица 5

С-матрица: долгосрочное кумулятивное влияние шоков

Переменная	Шоки	
	ϵ_{m3}	ϵ_{mb}
<i>m3</i>	0,2595 (0,2452)	1,2377 (0,2982)
<i>mb</i>	0,2486 (0,2348)	1,1856 (0,2856)

Примечания: 1. В скобках представлены стандартные ошибки коэффициентов. При расчетах использовалась коинтегрированная VAR с ограничением $\beta_{trend} = 0$.
2. Расчеты авторов.

– операционная цель (*mb*) является сильно экзогенной по отношению к промежуточной цели (*m3*), то есть имеет место слабая экзогенность *mb* и отсутствие каузальности по Грэнджеру от $\Delta m3$ к Δmb при условии, что реальная ставка рефинансирования включается в долгосрочную зависимость;

– шок операционной цели (*mb*) оказывает значимое положительное влияние на промежуточную цель (*m3*), но не наоборот.

Таким образом, белорусские данные за длительный период времени говорят в пользу контролируемости промежуточной цели посредством операционной цели.

Оценка функции спроса на деньги для МЗ

Исходным пунктом анализа спроса на деньги в данном исследовании является оценка функции спроса на номинальные денежные остатки, главным образом для тестирования гипотезы о ценовой гомогенности и взаимосвязи между деньгами и ценами. Таким образом, номинальная функция спроса на деньги в нашем анализе выступает в качестве вспомогательного средства.

Для анализа номинальной функции спроса на деньги использовалась система переменных (*m3*, *cpi*, *rgdp*) с 4 лагами, константой в VAR, трендом в коинтеграционном пространстве и сезонными фиктивными переменными. Ступенчатая фиктивная переменная для 2011q4 (St2011q4) была включена в коинтеграционный вектор для учета сдвига уровня *m3* в результате финансового кризиса. Как и ранее, это делается на основе подхода, предложенного в [10]. Несколько импульсных фиктивных переменных включаются в краткосрочную часть модели, а именно D1997q1, D1998q4 и D2000q1. Фиктивные переменные необходимы для улучшения спецификации модели. Здесь надо отметить, что модель для номинальных денежных остатков оказывается в результате плохо специфицированной [2]. Однако мы используем ее лишь в качестве промежуточного этапа для тестирования некоторых важных гипотез и, если они не отверга-

наоборот. Результаты таблицы 5 подтверждают гипотезу о контролируемости: шок монетарной базы оказывает перманентное влияние на денежный агрегат МЗ. Влияние в противоположном направлении может быть только краткосрочным.

Практически мы нашли эмпирическое подтверждение всем

сформулированным гипотезам относительно функции предложения денег ($H_{11} - H_{16}$). Суммируя полученные результаты, можно отметить следующее:

– проведенный анализ явно свидетельствует в пользу наличия коинтеграции (долгосрочной связи) между операционной (*mb*) и промежуточной (*m3*) целями;

ются, то переходим к анализу спроса на реальные денежные остатки⁶.

Из таблицы 6 следует ряд важных выводов. Во-первых, нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграции между $m3$, cpi и $rgdp$ отвергается согласно как асимптотическим, так и бутстрэповским p -значениям⁷. Нулевая гипотеза о двух коинтеграционных векторах

отвергается. Следовательно, существует долгосрочная связь между $m3$, cpi и $rgdp$, характеризующая функцию спроса на номинальные денежные остатки.

Во-вторых, все переменные за исключение временного тренда статистически значимы в коинтеграционном векторе. В-третьих, деньги и цены являются взаимосвязанными переменными, соглас-

но тесту на слабую экзогенность (хотя для цен слабая экзогенность отвергается только на 5%-м уровне значимости). Напротив, $rgdp$ – это слабо экзогенная переменная. В-четвертых, гипотеза о ценовой гомогенности не может быть отвергнута (как для модели с трендом, так и без него). Коэффициенты обратной связи (α -коэффициенты) для денег ($-0,2932$)

Таблица 6

Спрос на номинальные денежные остатки: результаты коинтеграционного анализа

(1) Тест на наличие коинтеграции

Нулевая гипотеза, H_0	Собственное значение	LR(trace)	p -значение, асимптотическое	p -значение, бутстрэп
$r = 0$	0,4048	66,2652	0,0005	0,0100
$r \leq 1$	0,2232	26,8337	0,1248	0,2171
$r \leq 2$	0,0956	7,6343	0,5156	0,1786

(2) Нормализованный коинтеграционный вектор, β' и α -коэффициенты

Переменные	$m3$	cpi	$rgdp$	St2011q4	trend
Кoineгpaционный вектор, β'	1,0000	-0,9803	-2,5277	-0,1498	0,0012
α -коэффициенты	-0,3990	0,1392	-0,0344		

(3) Тесты на значимость β -параметров и слабую экзогенность (p -значения в скобках)

Переменные	$m3$	cpi	$rgdp$	St2011q4	trend
Значимость β -параметров, $\chi^2(1)$	17,2684 (0,0000)	17,6896 (0,0000)	17,3347 (0,0000)	6,0063 (0,0143)	0,0316 (0,8590)
Слабая экзогенность, $\chi^2(1)$	30,5518 (0,0000)	4,1227 (0,0423)	0,3233 (0,5696)		

(4) Тестирование ограничений (p -значения в скобках)

$\beta_{trend} = 0$	$\chi^2(1) = 0,0316 (0,8590)$
$\beta_{cpi} = -1$	$\chi^2(1) = 1,0039 (0,3164)$
$\beta_{cpi} = -1 \cap \beta_{trend} = 0$	$\chi^2(2) = 4,0808 (0,1300)$
$\alpha_{rgdp} = 0$	$\chi^2(1) = 0,3402 (0,5597)$
$\alpha_{cpi} = 0$	$\chi^2(1) = 4,4652 (0,0346)$
$\beta_{cpi} = -1 \cap \beta_{trend} = 0 \cap \alpha_{rgdp} = 0$	$\chi^2(3) = 4,4210 (0,2194)$

(5) Коинтеграционный вектор с ограничениями

Переменные	$m3$	cpi	$rgdp$	St2011q4	trend
Кoineгpaционный вектор, β'	1,0000	-1,0000	-2,3481	-0,1366	-
Стандартные ошибки	-	-	0,0377	0,0329	-
α -коэффициенты	-0,2932	0,1328	-		
Стандартные ошибки	0,0574	0,0569	-		

Примечания: 1. Все расчеты были выполнены при помощи программного обеспечения Structural VAR 0.45. Асимптотические p -значения для коинтеграционного теста получены путем симуляций при помощи программы CATS 2 in RATS.

2. Расчеты авторов.

⁶ Спецификация модели может быть улучшена, если рассматривать переменную $rgdp$ как слабо экзогенную и перейти в коинтеграционном анализе к использованию частичной системы с большим количеством фиктивных переменных для корректировки выбросов.

⁷ Поскольку данная коинтегрированная VAR включает ступенчатую фиктивную переменную в коинтеграционном пространстве, соответствующие критические значения были симулированы при 10 000 повторений и длине процессов случайного блуждания, равной 500.

и для цен (0,1328) имеют «правильные» знаки: когда денежный рынок находится в неравновесном состоянии, номинальные денежные остатки сокращаются, а цены увеличиваются, что возвращает систему в равновесие.

Полученные результаты имеют большое значение для последующего моделирования. Поскольку деньги и цены взаимосвязаны, становится возможным анализ инфляции в контексте функции спроса на деньги и корректное использование P^* -модели инфляции. Кроме того, ценовая гомогенность позволяет использовать в дальнейшем анализе реальные денежные остатки без потери информации.

Согласно результатам коинтеграционного анализа функция

спроса на номинальные денежные остатки выглядит следующим образом:

$$m3 = cpi + 2,348rgdp + 0,137St2011q4. \quad (2)$$

Корректировка неравновесия после неожиданных шоков занимает около 3,4 квартала для $m3$ и около 7,5 квартала для cpi . На наш взгляд, такое достаточно медленное приспособление цен может быть обусловлено практикой административного регулирования цен в Беларуси.

В таблице 7 содержатся результаты коинтеграционного анализа для функции спроса на реальные денежные остатки. Использовалась система пере-

менных ($rm3$, $rgdp$) с 3 лагами, константой в VAR, трендом в коинтеграционном пространстве и сезонными фиктивными переменными. Ступенчатая фиктивная переменная для 2011q3 ($St2011q3$) была включена в коинтеграционный вектор, чтобы учесть сдвиг уровня $rm3$ в результате финансового кризиса. Кроме того, для учета альтернативных издержек нахождения денег в форме широкой денежной массы показатель инфляции, рассчитанный год к году (INF_YOY), включался в модель как нестационарная экзогенная переменная с нулевым лагом. Важно отметить, что без этого невозможно идентифицировать коинтеграцию между $rm3$ и $rgdp$. Модель также

Таблица 7

Спрос на реальные денежные остатки: результаты коинтеграционного анализа

(1) Тест на наличие коинтеграции

Нулевая гипотеза, H_0	Собственное значение	LR(trace)	p-значение, асимптотическое	p-значение, бутстрэп
$r = 0$	0,6161	85,1805	0,0000	0,0005
$r \leq 1$	0,1890	15,2971	0,1377	0,1791

(2) Нормализованный коинтеграционный вектор, β' и α -коэффициенты

Переменные	$rm3$	$rgdp$	INF_YOY	$St2011q3$	trend
Кoineгpaционный вектор, β'	1,0000	-2,4613	0,0884	-0,1458	0,0005
α -коэффициенты	-0,4752	0,0901			

(3) Тесты на значимость β -параметров и слабую экзогенность (p-значения в скобках)

Переменные	$rm3$	$rgdp$	INF_YOY	$St2011q3$	trend
Значимость β -параметров, $\chi^2(1)$	50,8643 (0,0000)	50,3172 (0,0000)	37,2171 (0,0000)	22,0099 (0,0000)	0,0327 (0,8566)
Слабая экзогенность, $\chi^2(1)$	101,1923 (0,0000)	2,6831 (0,1014)			

(4) Тестирование ограничений (p-значения в скобках)

$\beta_{trend} = 0$	$\chi^2(1) = 0,0327 (0,8566)$
$\alpha_{rgdp} = 0$	$\chi^2(1) = 2,6610 (0,1028)$
$\beta_{trend} = 0 \cap \alpha_{rgdp} = 0$	$\chi^2(2) = 2,6937 (0,2601)$

(5) Коинтеграционный вектор с ограничениями

Переменные	$rm3$	$rgdp$	INF_YOY	$St2011q3$	trend
Кoineгpaционный вектор, β'	1,0000	-2,4331	0,0874	-0,1422	-
Стандартные ошибки	-	0,0254	0,0101	0,0201	-
α -коэффициенты	-0,4952	-			
Стандартные ошибки	0,0463	-			

Примечания: 1. Все расчеты были выполнены при помощи программного обеспечения Structural VAR 0.45. Асимптотические p-значения для коинтеграционного теста получены путем симуляций при помощи программы CATS 2 in RATS.

2. Расчеты авторов.

включала в краткосрочной ее части три импульсные фиктивные переменные, а именно D1997q1, D1998q4 и D2000q1. В отличие от номинальной системы, данная модель является хорошо специфицированной [2]. Она успешно проходит практически все тесты спецификации. Единственная проблема – автокорреляция остатков четвертого порядка. Мы провели тестирования на автокорреляцию с лагом 3 и 5 и не обнаружили никаких аномалий. Вероятно, автокорреляция остатков четвертого порядка обусловлена сезонными свойствами используемых данных.

Существует явно выраженный коинтеграционный вектор, характеризующий долгосрочную функцию спроса на реальные деньги. Все его коэффициенты имеют теоретически ожидаемые знаки и величины, корректные для экономики Беларуси. После исключения статистически незначимого временного тренда из коинтеграционного вектора функция спроса на реальные денежные остатки принимает следующий вид:

$$rm3 = 2,433rgdp - 0,087INF_YOY + 0,142St2011q3. \quad (3)$$

Точечная оценка коэффициента при $rgdp$ составляет 2,433 с 95%-ми бутстрэповскими доверительными интервалами, равными [2,50 2,37], то есть основной пара-

метр долгосрочного соотношения оценен достаточно точно. Аналогичная ситуация и с переменной INF_YOY : 95%-й доверительный интервал равен [-0,066 -0,110], что весьма близко к точечной оценке, равной -0,087. Корректировка неравновесия осуществляется достаточно быстро и занимает примерно 2 квартала.

В таблице 8 представлены результаты анализа стабильности. Согласно проведенным тестам и соответствующим бутстрэповским p -значениям можно сделать вывод, что функция спроса на реальные денежные остатки не показывает каких-либо признаков нестабильности ненулевых собственных значений, а также долгосрочных и краткосрочных параметров. Таким образом, результаты коинтеграционного анализа являются стабильными на протяжении всей выборки.

Анализируя спрос на деньги, фактически мы нашли эмпирическое подтверждение всем сформулированным гипотезам касательно функций спроса для номинальных и реальных денежных остатков ($H_{21} - H_{25}$). Подводя итоги проведенному анализу, можно заключить следующее:

- в Беларуси существует стабильная и хорошо специфицированная функция спроса на реальные денежные остатки для денежного агрегата М3 с ожидаемыми знаками параметров долгосрочной связи и приемлемыми величинами их коэффициентов;

- коинтеграционный вектор, характеризующий спрос на реальные денежные остатки, может быть использован для расчета реального денежного разрыва;

- реальный денежный разрыв рассчитывается на основе коинтеграционного вектора с ограничениями из таблицы 7 путем замены фактической величины $rgdp$ на ее потенциальную или трендовую величину – $rgdp^*$;

- реальный денежный разрыв может быть использован в качестве переменной, характеризующей неравновесие на денежном рынке в рамках P^* -модели инфляции.

Деньги как опережающий индикатор инфляции: анализ связи между промежуточной и конечной целями

Для оценки денег как опережающего индикатора инфляции мы использовали P^* -модель инфляции с реальным денежным разрывом в качестве основной объясняющей переменной [6]. Реальный денежный разрыв ($rm3gap$) рассчитывался следующим образом:

$$rm3gap = rm3 - 2,433rgdp^* + 0,087INF_YOY - 0,142St2011q3, \quad (4)$$

где $rgdp^*$ – потенциальный (трендовый) реальный ВВП.

Потенциальный реальный ВВП был оценен на основе одномерной модели с ненаблюдаемыми компонентами. Мы использовали так называемую модель со сглаженным трендом, где уровень (тренд) фиксируется, а угол наклона (темпы роста тренда) является стохастическим. Кроме того, модель включала сезонный компонент, стохастический цикл и случайный компонент. Модель корректировалась на возможные структурные сдвиги при помощи автоматической процедуры, реализованной в STAMP 8.3 (OxMetrics 7.1). Более детальное описание методологии оценки потенциального ВВП в Беларуси при помощи модели с ненаблюдаемыми компонентами представлено в [1].

Наряду с реальным денежным разрывом P^* -модель включала показатели инфляции с лагами, темпы прироста номинального денежного агрегата М3 и немонетарные переменные, такие как номинальный обменный курс (BYR/USD) и индекс цен на сырьевые товары

Таблица 8

Спрос на реальные денежные остатки: анализ стабильности

Флуктуационный тест на стабильность ненулевых собственных значений	$\sup_{t \in T} \tau_{11T}(\lambda_1) = 0,5464 (0,1171)$
Тест на стабильность параметров долгосрочной связи:	
супремум	$\sup_{t \in T} Q_T^t = 0,5780 (0,6683)$
средний	$\text{mean}_{t \in T} Q_T^t = 0,2033 (0,4297)$
Флуктуационный тест на стабильность краткосрочных параметров	
$rm3$	$S(14) = 0,9286 (0,3552)$
$rgdp$	$S(14) = 1,3683 (0,0525)$

Примечания: 1. Краткосрочные параметры при расчете флуктуационного теста на стабильность ненулевых собственных значений и тестов на стабильность параметров долгосрочной связи были фиксированы на среднем для выборки уровне. Тесты на стабильность параметров долгосрочной связи рассчитаны для модели с ограничением $\beta_{trend} = 0$, остальные тесты – для модели без ограничений. В скобках приведены бутстрэповские p -значения.
2. Расчеты авторов.

на мировых рынках. Формально P^* -модель инфляции может быть представлена следующим образом:

$$\Delta cpi_t = E(\Delta cpi_t | \Theta_{t-1}) + \alpha_p (rmz_{t-1} - rmz_{t-1}^*) + \beta_z z_t \quad (5)$$

Таким образом, в указанной модели инфляция обуславливается инерционностью (инфляционные ожидания, $E(\Delta cpi_t | \Theta_{t-1})$); реальным денежным разрывом с лагом, равным 1, $rmz_{t-1} - rmz_{t-1}^*$; другими монетарными и немонетарными переменными, входящими в вектор z . Первоначально мы строили модель с лагом, равным 2, для всех краткосрочных переменных, реальным денежным разрывом с лагом, равным 1, константой и центрированными сезонными фиктивными переменными. Затем производилось редуцирование модели методом «от общего к частному» с использованием автоматического выбора конечной модели наряду с применением сатурации ступенчатыми и импульсными фиктивными переменными при уровне значимости $\alpha = 0,001$. Полученная модель вместе с тестами ошибки спецификации представлена в *таблице 9*.

Как следует из *таблицы 9*, мы получили хорошо специфицированную модель инфляции со статистически значимыми монетарными переменными. Реальный денежный разрыв, как и ожидалось, оказывает положительное влияние на динамику инфляции, то есть увеличение неравновесия на денежном рынке ведет к росту инфляции. Темпы прироста номинальной денежной массы также положительно связаны с инфляцией: прирост денежной массы влияет на увеличение инфляции с лагом 0 и 2. Кроме того, рост номинального обменного курса в текущем периоде также ведет к повышению инфляции. Согласно полученной модели инерционность инфляции является весьма умеренной.

Модель проходит все тесты спецификации (только нулевая гипотеза о нормальности распределения остатков отвергается примерно на 5%-м уровне, но не отвергается на 1%-м уровне значимости). Также важно отметить, что P^* -модель инфляции является рекурсивно стабильной, как следует из *рисунка 4*. Это означает, что действие рассмотренных монетарных факторов име-

ет место на протяжении практически всего исследуемого периода. В ходе построения модели инфляции было установлено, что индекс цен на сырьевые товары на мировых рынках оказывается статистически незначимой переменной.

Таким образом, в результате проведенного анализа нашли подтверждения сформулированные гипотезы относительно связи между монетарными факторами и инфляцией ($H_{31} - H_{33}$). В итоге мы можем сделать следующие выводы:

- согласно полученной P^* -модели инфляции, деньги являются статистически значимыми переменными как в долгосрочном периоде, так и в краткосрочном периоде;
- реальный денежный разрыв и номинальный прирост широкой денежной массы можно рассматривать как опережающие индикаторы;
- такая связь является достаточно стабильной на протяжении исследуемого периода;
- инерционность инфляции не является очень серьезной проблемой в Беларуси;

- корректировка инфляции при неравновесии на денежном рынке происходит достаточно медленно, вероятно, из-за активного административного регулирования цен.

Подводя итог, можно сделать вывод, что монетарное таргетирование в Беларуси имеет эмпирическое обоснование, исходя из достаточно длинных временных рядов. Во-первых, денежная база и денежный агрегат МЗ между собой коинтегрированы. Денежная база является сильно экзогенной переменной по отношению к денежному агрегату МЗ. Промежуточная цель контролируется посредством операционной цели. Таким образом, первое условие для монетарного таргетирования выполняется. Во-вторых, в Беларуси существует достаточно стабильная функция на реальные денежные остатки для МЗ. Следовательно, выполняется второе условие для монетарного таргетирования. В-третьих, реальный денежный разрыв и приросты де-

Таблица 9

P^* -модель инфляции (1996q1—2014q4)

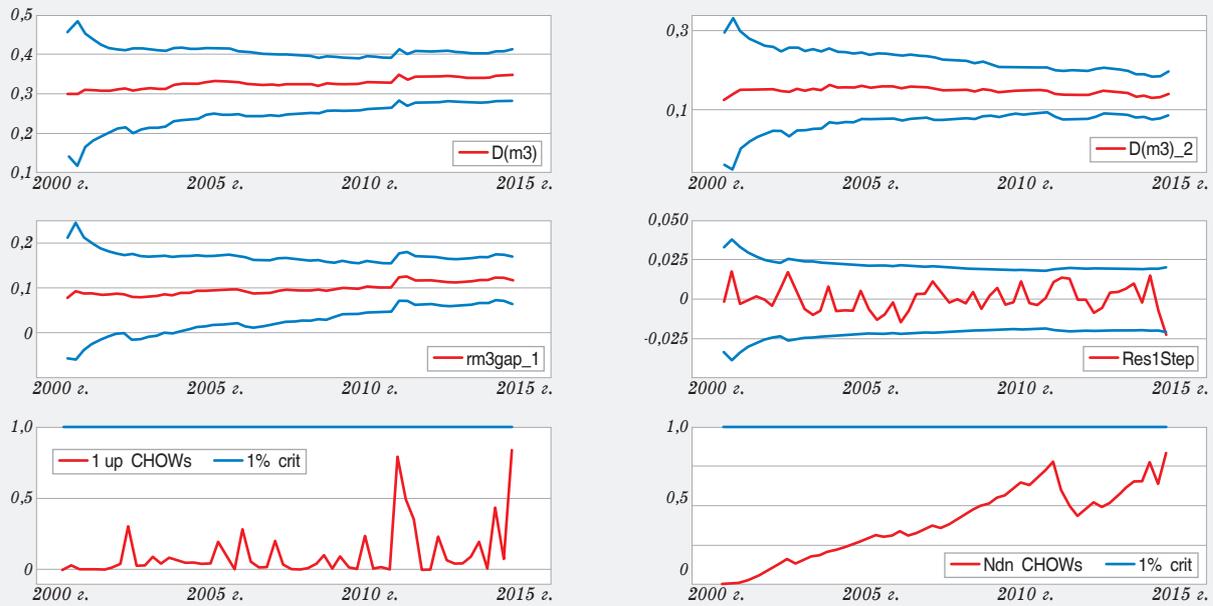
Переменные	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика	p-значение
Constant	1,7405	0,3966	4,39	0,0000
Δcpi_{t-1}	0,5160	0,0317	16,30	0,0000
Δcpi_{t-2}	-0,1594	0,0313	-5,09	0,0000
$\Delta m z_t$	0,3489	0,0334	10,40	0,0000
$\Delta m z_{t-2}$	0,1412	0,0279	5,07	0,0000
Δner_t	0,2334	0,0158	14,80	0,0000
$rmzgap_{t-1}$	0,1170	0,0265	4,42	0,0000
Seasonal(1)	-0,0239	0,0035	-6,90	0,0000
Seasonal(2)	-0,0163	0,0036	-4,46	0,0000

Тесты ошибки спецификации

AR 1-5: $F(5,52) = 1,1869 (0,3284)$ ARCH 1-4: $F(4,68) = 0,16694 (0,9545)$
 Normality: $\chi^2(1) = 6,0797 (0,0478)$ Hetero: $F(18,51) = 1,0959 (0,3828)$
 RESET23: $F(2,55) = 1,5251 (0,2266)$

Примечания: 1. Модель также включает статистически значимые импульсные (I) и ступенчатые (S) фиктивные переменные I1997q1, I1998q3, I1998q4, I1999q4 и S1999q4, S2000q1, S2001q1, S2002q2, S2011q4, S2012q1 соответственно. AR 1-5 – тест на наличие автокорреляции остатков 1-5-го порядков, H_0 : автокорреляция остатков отсутствует; ARCH 1-4 – тест на наличие ARCH-эффекта 1-4-го порядков, H_0 : ARCH-эффект отсутствует; Normality – тест на нормальность распределения остатков, H_0 : остатки имеют нормальное распределение; Hetero – тест на наличие гетероскедастичности, H_0 : гетероскедастичность отсутствует; RESET23 – тест на линейность третьего порядка, H_0 : модель имеет линейную спецификацию. Рядом с условным обозначением теста в скобках указано его распределение с числом степеней свободы, p-значения приведены в скобках после тестов.
 2. Расчеты авторов.

Рекурсивные оценки стабильности P*-модели инфляции



Примечания. 1. Res1Step – одношаговые рекурсивные остатки регрессии с доверительными интервалами, равными $0 \pm 2\sigma$; 1up CHOWs – одношаговый рекурсивный тест Чоу; Ndn CHOWs – убывающий рекурсивный тест Чоу; 1% crit – линия, нормализующая тесты Чоу на 1%-м уровне значимости. Значения тестов, находящиеся выше синей линии, свидетельствуют о нестабильности модели или наличии выбросов. D(m3), D(m3)_2 и rm3gap_1 – рекурсивные оценки соответствующих параметров регрессии с расчетными доверительными интервалами, равными $\pm 2\sigma$.
2. Расчеты авторов.

Рисунок 4

нежного агрегата МЗ в номинальном выражении являются статистически значимыми в P*-модели инфляции. Это означает, что выполняется третье условие для монетарного таргетирования.

Игорь ПЕЛИПАСЬ,
председатель наблюдательного
совета Исследовательского центра
Института приватизации и
менеджмента кандидат
экономических наук, доцент

Роберт КИРХНЕР,
консультант BE Berlin Economics
GmbH

Материал поступил 02.10.2015.

Источники:

1. Пелипась, И. Является ли разрыв выпуска полезным индикатором для монетарной политики в Беларуси / И. Пелипась, Р. Кирхнер, Э. Вебер // Банкаўскі веснік, 2014. – № 11. – С. 1–13.
2. Пелипась, И. Деньги как опережающий индикатор инфляции в Беларуси и их роль в монетарной политике / И. Пелипась, Р. Кирхнер // Аналитическая записка / Исследовательский центр ИПМ, Немецкая экономическая группа, РР/05/2015. – Минск, 2015. – 28 с.
3. Bruggeman, A. Is the Demand for Euro Area M3 Stable? / A. Bruggeman, P. Donati, A. Warne // ECB Working Paper. – 2003. – № 255.
4. Castle, J.L. Detecting location shifts during model selection by step-indicator saturation / J.L. Castle, J.A. Doornik, D.F. Hendry, F. Pretis // Econometrics. – 2015. – № 3. – P. 240–264.
5. Ericsson, N. Distributions of Error Correction Tests for Cointegration / N. Ericsson, J. MacKinnon // Econometrics Journal. – 2002. – № 5. – P. 285–318.
6. Gerlach, S. Money and inflation in the euro area: A case for monetary indicators? / S. Gerlach, L.E.O. Svensson // Journal of Monetary Economics. – 2003. – № 50. – P. 1649–1672.
7. Hansen, M. Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR-models / M. Hansen, S. Johansen // Econometrics Journal. – 1999. – № 2. – P. 306–333.
8. Hendry, D.F. Exogeneity, causality, and co-breaking in economic policy analysis of small econometric model of money in the UK / D.F. Hendry, G.E. Mizon // Empirical Economics. – 1998. – № 23. – P. 267–294.
9. Johansen, S. Controlling inflation in a cointegrated vector autoregressive model with an application to US data / S. Johansen, K. Juselius // University of Copenhagen Department of Economics Discussion paper. – 2003. – № 01–03.
10. Johansen, S. Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend / S. Johansen, R. Mosconi, B. Nielsen // Econometrics Journal. – 2000. – № 3. – P. 216–249.
11. Juselius, K. // The cointegrated VAR model: Econometric methodology and applications. – 2006. – Oxford University Press. – 457 p.
12. Nyblom, J. Testing for the constancy of parameters over time / J. Nyblom // Journal of the American Statistical Association. – 1989. – № 84. – P. 223–230.
13. Pelipas, I. Multiple structural breaks and inflation persistence in Belarus // BEROС Working paper. – 2012. – № 021. – 20 p.
14. Ploberger, W. A new test for structural stability in the linear regression model / W. Ploberger, W. Kramer, K. Kontrus // Journal of Econometrics. – 1989. – № 40. – P. 307–318.
15. Rahbek, A. Cointegration rank inference with stationary regressors in VAR models / A. Rahbek, R. Mosconi // Econometrics Journal. – 1999. – № 2. – P. 76–91.