
В.А. ЧЕРНООКИЙ

*ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ
НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ ИНФЛЯЦИИ
В РЕСПУБЛИКЕ БЕЛАРУСЬ*

Актуальность проблемы инфляции и необходимость осуществления последовательной антиинфляционной политики в Республике Беларусь обусловлена высокими социально-экономическими издержками инфляционных процессов, прежде всего связанными с непредсказуемым характером их динамики.

Неотъемлемым атрибутом рыночной экономики является система свободно устанавливаемых на рынке относительных цен товаров, услуг и факторов производства. Эта система включает необходимую для субъектов экономической деятельности информацию о предпочтениях потребителей и технологических возможностях производителей. Она служит важным сигнальным механизмом, сообщаящим участникам рынка о наиболее прибыльном, а, следовательно, и наиболее эффективном использовании ограниченных экономических ресурсов. Любое искажение такой системы снижает эффективность рыночного механизма и, как следствие, приводит к экономическому спаду и снижению уровня жизни населения.

Инфляция создает ценовой шум, усиливает амплитуду и частоту колебаний относительных цен. Отдельные субъекты экономической деятельности не обладают необходимой информацией о функционировании экономической системы, поэтому делают ошибки при прогнозировании темпов инфляции в будущем. В то же время прогнозы инфляции являются составной частью ожидаемых в будущем статистических (например, реальные заработная плата и валютный курс) и межвременных (реальная процентная ставка) относительных цен. Инфляционные ожидания служат ориентиром при планировании текущей и будущей производственной, инвестиционной и внешнеэкономической деятельности фирм, потребления и сбережений домашних хозяйств. Следовательно, ошибки в прогнозах инфляции приводят к неверным оценкам относительных цен в будущем, неэффективному использованию ресурсов и в результате — к реальным экономическим потерям.

Яркое подтверждение воздействия инфляции на степень неопределенности результатов экономической деятельности домашних хозяйств в Республике Беларусь — значительная изменчивость и малая длина сроков вкладов населения на срочные рублевые счета банковской системы Республики Беларусь в 2000—2003 гг. даже в условиях крайне привлекательных текущих реальных процентных ставок по ним. Постепенное снижение номинальной ставки процента, наблюдавшееся в этом периоде, эквивалентно снижению премии за риск потерь от инфляции. Следовательно, при падении номинальной ставки и сохранении высокого уровня неопределенности относительно будущей инфляции возрастает вероятность обесценения вкладов в будущем. Поэтому население менее охотно направляет сбережения в рублевые вклады (эффект проявляется с лагом в 1—2 месяца), хотя текущая реальная ставка процента остается высокой или даже растет (рис. 1).

Кроме того, в условиях высокой инфляции наиболее безопасны краткосрочные сбережения, что обуславливает преобладание в структуре банковских вкладов населения в Республике Беларусь депозитов сроком до 3 мес., в отличие от России, где значительна доля долгосрочных вкладов, а депозиты сроком 1—3 года составляют 34 % (см. рис. 2). В результате этого ресурсную базу банковской системы Республики Беларусь образуют в основном “короткие” деньги, что затрудняет долгосрочное инвестиционное кредитование банками реального сектора экономики.

Валерий Александрович ЧЕРНООКИЙ, младший научный сотрудник НАН Беларуси.

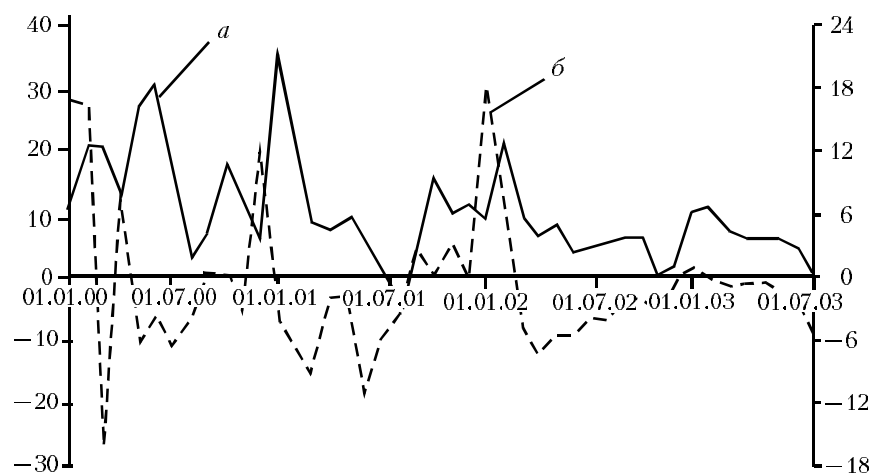


Рис. 1. Динамика срочных рублевых депозитов населения (*a*, %) и изменений годовой номинальной процентной ставки по ним (*b*, %)

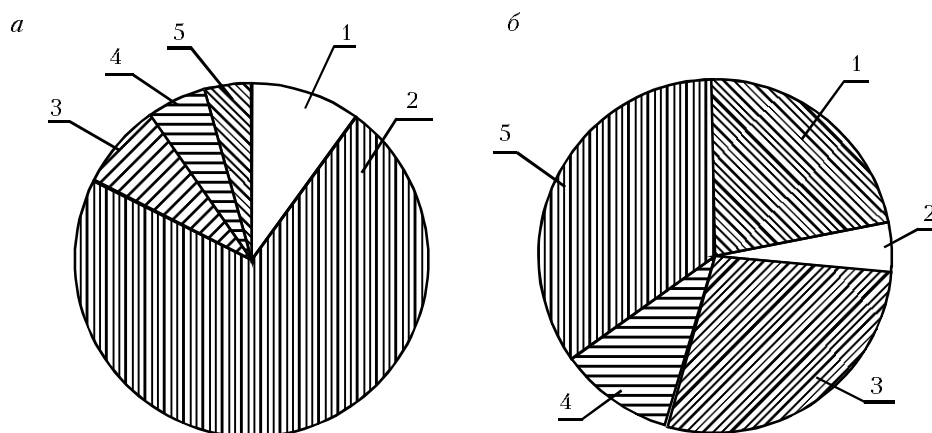


Рис. 2. Структура банковских вкладов населения в Республике Беларусь (*a*) и Российской Федерации (*b*) в 2002 г.:
1 — до востребования; 2 — до 3 мес.; 3 — 3–6 мес.; 4 — 6–12 мес.; 5 — 1–3 года

Неопределенность инфляции возрастает с увеличением ее темпов: высокая, как правило, нестабильная и более непредсказуемая. Следовательно, рост темпов инфляции сопряжен с увеличением издержек неопределенности: с усилением колебаний относительных цен, интенсификацией нежелательных перераспределительных потоков, снижением эффективности рыночного механизма. Это подтверждают результаты эмпирических исследований, проведенных в странах развитых и с переходной экономикой.

Неопределенность инфляции трудно поддается измерению, так как не является непосредственно наблюдаемым феноменом. Одним из возможных подходов к ее определению может выступать расчет дисперсии показателя фактической инфляции, например, дисперсии временного ряда индекса потребительских цен. Однако экономические субъекты могут предвидеть и объяснить часть такой вариации и, следовательно, этот показатель неопределенности завышает фактический ее уровень. Поэтому гораздо более приемлем подход, основанный на дисперсии не самой инфляции, а ошибок ее прогноза.

Для построения же адекватных прогнозов инфляции требуется знание обуславливающих ее механизмов и доступ к необходимой для расчета информации. Часто это невозможно без применения экономико-математических моделей. Безу-

словно, подавляющее большинство субъектов хозяйствования и домашних хозяйств не обладают такой информацией и инструментарием. Поэтому они вынуждены основывать свои оценки будущей инфляции на информации о росте цен в текущем и предыдущих периодах, используя модель адаптивных инфляционных ожиданий. Более того, механизм индексации доходов в Республике Беларусь также привязан в настоящее время к темпам инфляции в предыдущих периодах и, таким образом, де-факто имеет адаптивный характер.

Для оценки степени неопределенности будущей инфляции в Республике Беларусь при формировании инфляционных ожиданий на основе упрощенной адаптивной модели использовали месячные данные индекса потребительских цен за январь 1994 г. — декабрь 2002 г. в логарифмической форме cri .

Как известно, в условиях адаптивных инфляционных ожиданий прогноз темпов инфляции на следующий период $E_t - 1 cri_t = cri_t^e$ определяется темпами инфляции в текущем периоде $cri_t - 1$ с учетом корректировки ошибок прогноза предыдущих периодов:

$$cri_t^e = cri_t - 1 + \sum_{i=1}^k \theta_i (cri_t - 1 - cri_{t-1}^e), \theta_i \geq 0. \quad (1)$$

При этом параметры θ_i являются заданными величинами и характеризуют вес ошибок прогноза в прошлом, соответствующий степени их учета в формировании инфляционных ожиданий в текущем периоде.

Тогда, если ошибка прогноза для периода t равна $\varepsilon_t = cri_t - cri_t^e$, то $cri_t^e = cri_t - \varepsilon_t$. Подставляя в соотношение (1), получим следующую модель фильтра скользящего среднего $MA(k)$ для ошибок адаптивных инфляционных ожиданий:

$$\Delta cri_t = \varepsilon_t + \theta_i \varepsilon_{t-1}. \quad (2)$$

Нами рассмотрены два частных варианта модели (2): а) $\theta_i = 0, \forall i$ — ситуация, когда ошибки прогнозов в прошлом не принимаются во внимание, и тогда $\varepsilon_t = \Delta cri_t$, б) $\theta_1 = 0,5$ и $\theta_i = 0, \forall i > 1$ — экономические субъекты учитывают ошибку прогноза в предыдущем периоде с весом 0,5.

Наиболее удобным подходом к исследованию неопределенности инфляционных процессов является методология авторегрессионной условной гетероскедастичности ARCH. В отличие от традиционных эконометрических моделей, в которых условным процессом описывается только динамика моментов первого порядка, т.е. средних величин, и нарушение предположения постоянства дисперсии считается нежелательным, подход авторегрессионной условной гетероскедастичности позволяет ввести в моменты второго и более высоких порядков условную динамику. Это особенно важно при изучении макроэкономических и финансовых процессов, в которых степень риска или неопределенности может изменяться во времени.

Пусть ε_t — временной ряд ошибок прогноза инфляции, построенный на основе модели (2) при заданных параметрах Q_i, W_{t-1} — информация, доступная в момент времени $t - 1$. Тогда обобщенный вариант модели авторегрессионной условной гетероскедастичности GARCH(p, q) имеет вид

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^e), \sigma_t^e = \omega + \alpha(L) \varepsilon_t^e \beta(L) \sigma_t^e, \quad (3)$$

где $\alpha(L) = \alpha_i L^i$ и $\beta(L) = \beta_i L^i$ — лаговые операторы*.

*При этом на параметры GARCH процесса налагается ограничение стационарности: корни характеристического уравнения $\alpha(x) + \beta(x) = 1$ должны по модулю быть больше единицы. Кроме того, так как условная дисперсия не может принимать отрицательные значения, необходимо, чтобы ω и все коэффициенты ряда $\alpha(x) / (1 - \beta(x))$ были положительны.

Таким образом, для анализа неопределенности инфляции в Республике Беларусь в условиях адаптивных инфляционных ожиданий в настоящей работе была построена GARCH(p, q) модель (2)–(3). Прежде чем перейти к ее оцениванию на основе метода максимального правдоподобия MLE, был проведен предварительный анализ наличия авторегрессионной условной гетероскедастичности в ошибках прогноза, для чего был использован критерий множителей Лагранжа. Значения статистик LM, имеющих асимптотическое χ^2 -распределение, для различных временных периодов и величин порядка ARCH-эффекта q приведены в табл. 1. Результаты анализа свидетельствуют о присутствии условной динамики в дисперсии ошибок прогноза инфляции при различных значениях параметра Q_1 . При этом для временного промежутка 1994–2002 гг., включающего период гиперинфляции, ARCH-эффект имеет устойчивый характер: критерий множителей Лагранжа свидетельствует о его значимости для высоких порядковых величин. Анализ на более коротком временном промежутке (1996–2002 гг.) присутствие ARCH-эффекта не выявил.

Таблица 1. Результаты проведения тестов множителей Лагранжа LM на наличие ARCH-эффекта

Период, гг.	$\theta_1 = 0$			$\theta_1 = 0,5$		
	ARCH(1)	ARCH(4)	ARCH(8)	ARCH(1)	ARCH(4)	ARCH(8)
Январь 1994 – декабрь 2002	16,087**	24,802**	45,085**	20,413**	30,265**	46,402**
Январь 1996 – декабрь 2002	0,383	0,616	1,215	0,331	1,617	2,395

Примечание. ** – значимость на уровне 5 %.

Для оценивания модели (2)–(3) с помощью метода максимального правдоподобия MLE была выбрана наиболее экономная спецификация – GARCH(1, 1). Кроме того, была рассмотрена модель TAR(1, 1), позволяющая учесть асимметричное влияние на неопределенность инфляции положительных и отрицательных ошибок прогноза. Условный процесс, описываемый моделью TAR(1, 1) имеет вид

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q (\alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \nu_i I(\varepsilon_{t-1} \leq 0) \varepsilon_{t-1}^2) + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-1}^2, \quad (4)$$

где $I(\cdot)$ – индикативная функция. Результаты оценивания параметров условного процесса в дисперсии ошибок прогноза инфляции при различных значениях Q_1 сведены в табл. 2.

Таблица 2. Результаты оценивания модели (2)–(3)

Параметры модели	$Q_1 = 0$				$Q_1 = 0,5$			
	1994–2002 гг.		1996–2002 гг.		1994–2002 гг.		1996–2002 гг.	
	GARCH (1,1)	TARCH (1,1)	GARCH (1,1)	TARCH (1,1)	GARCH (1,1)	TARCH (1,1)	GARCH (1,1)	TARCH (1,1)
ω	0,000 (0,215)	0,0001 (2,481)**	0,0004 (2,116)**	0,0001 (1,656)*	0,0002 (3,259)**	0,0001 (2,743)**	0,0004 (3,204)**	0,0003 (1,098)
α	-0,025 (-2,254)**	0,171 (2,562)**	0,253 (0,994)	0,160 (1,204)	0,254 (2,628)**	0,415 (1,928)*	0,280 (1,719)*	0,045 (0,833)
ν	–	-0,313 (-2,745)**	–	-0,305 (-1,496)	–	-0,563 (-2,252)**	–	-0,138 (-1,800)*
β	0,975 (103,8)**	0,879 (18,64)**	0,005 (0,010)	0,809 (6,732)**	0,542 (4,019)**	0,758 (8,425)**	0,047 (0,161)	0,550 (1,320)

Примечание. В скобках дано значение z-статистики. *, ** означают значимость на уровне соответственно 10 и 5 %.

Полученные оценки подтверждают значимость устойчивого ARCH-эффекта в ошибке прогноза инфляции для выборки данных, включающей период гиперинфляции. При этом для периода 1994–2002 гг. находит проявление и асимметричность ARCH-процесса, о чем свидетельствует значимость на уровне 5 % параметра ν для TARARCH-модели. В то же время для выборки 1996–2001 гг. ARCH-эффект имеет низкий порядок и проявляется незначительно.

На основе модели TARARCH(1,1) при $Q_1 = 0$ был построен ряд условного среднеквадратического отклонения, который характеризует изменение во времени степени неопределенности будущей инфляции (рис. 3).

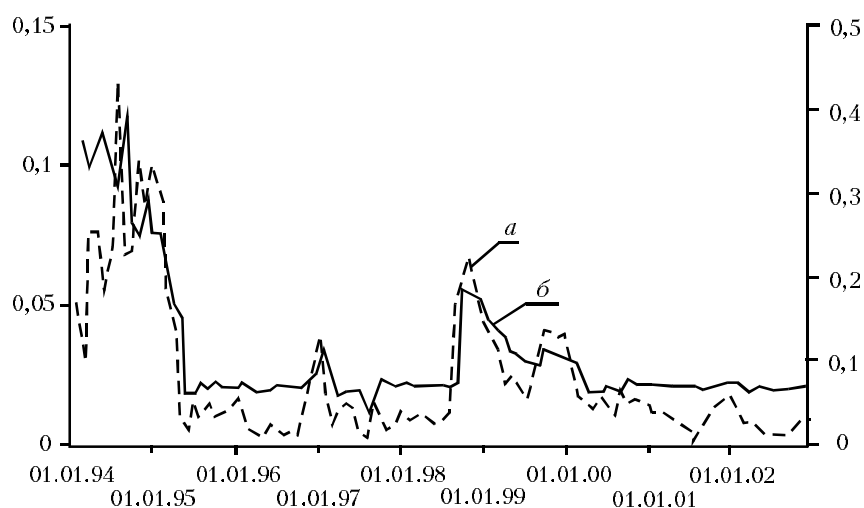


Рис. 3. Инфляция (а) и ее неопределенность (б)

Как видно, периоды высокой инфляции сопряжены со значительной неопределенностью будущей инфляции (коэффициент корреляции между этими показателями равен 0,838).

Таким образом, результаты анализа свидетельствуют о значительной положительной связи между уровнем инфляции и ее неопределенностью, а, следовательно, и связанными с этим издержками для Республики Беларусь.

Литература

- Ball L.* Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty? // J. of Monetary Economics. 1992.
- Bollerslev T.* Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity // J. of Econometrics. 1986. V. 31.
- Crawford A., Kasumovich M.* Does Inflation Uncertainty Vary with the Level Inflation? // Bank of Canada Working Paper. 1996.
- Engle R.* Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation // Econometrica. 1982. V. 50.
- Engle R.* Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model // J. of Money, Credit and Banking. 1983. V. 15.
- Holland S.* Does Higher Inflation Lead to More Uncertain Inflation? // Federal Reserve Bank of St. Louis Review. 1984.