

---

# МЕТОДИКА ОЦЕНКИ АГРЕГАТНОГО ИНДЕКСА ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН С ИЗМЕНЯЕМОЙ СТРУКТУРОЙ ПОТРЕБЛЕНИЯ В АСПЕКТЕ ИЗМЕРЕНИЯ ИНФЛЯЦИИ В РЕСПУБЛИКЕ БЕЛАРУСЬ

*Г.А. Хацкевич, А.М. Картун*

Национальная экономика Республики Беларусь пережила очень сложные потрясения на протяжении 1990-х гг. в результате глубокого системного кризиса, вызванного развалом СССР и его народнохозяйственного комплекса. В начале 2000-х гг., применив грамотную денежно-кредитную политику, Нацбанк Беларуси добился значительного успеха в снижении высокого уровня инфляции. В 2000 г. произошел переход к более взвешенной, умеренно жесткой денежно-кредитной политике, что дало свои положительные результаты. Однако проблема инфляции все еще до конца не решена. Проанализировав функционирование национальной экономики страны, можно говорить, что динамика цен и инфляционные процессы в целом приобретают специфические черты, свойственные только Республике Беларусь и не могут быть отождествлены с положениями классической экономической теории [1]. В этих условиях большое значение имеет разработка адекватных методов оценки и анализа инфляции.

Инфляция выражается как процесс обесценивания денег, непрерывный рост цен на товары и услуги и падение реального жизненного уровня населения. В условиях высокой инфляции, когда государство теряет контроль над ценами, происходит безудержное их повышение. Инфляция является фактором, дестабилизирующим проведение государственной экономической политики, она искажает реальную картину финансовых результатов производства, уровень и динамику потребления товаров и услуг, не позволяет правильно определить доходы и расходы населения и предприятий. Для отечественной экономической науки и практики инфляция в таких масштабах и последствиях, как было в 90-х гг. – явление в известной степени новое. В связи с этим целесообразно провести исследования в целях разработки экономических методов управления инфляцией в Республике Беларусь.

Актуальность исследования методов оценки инфляции в Республике Беларусь обусловлена, на наш взгляд, следующими обстоятельствами. Методы, применяемые Министерством статистики и анализа, допускают погрешность при расчете показателей, характеризующих инфляцию (индекс потребительских цен, индекс цен на промышленную продукцию, индекс цен и тарифов на отдельные виды платных услуг и т.п.). Это связано прежде всего с тем, что применяемые методы не учитывают ряда факторов, присущих исследуемым сегментам рынка. А ведь многие макроэкономические показатели рассчитываются с учетом инфляции, поэтому важно правильно ее оценить. Разработка адекватных методов оценки инфляции позволяет, с одной стороны, выяснить, какие факторы больше всего влияют на инфляционные процессы и как проводимая экономическая политика влияет на их динамику. С другой стороны, такие методы могут дать полезную информацию, необходимую для макроэкономической стабилизации, которую в Республике Беларусь еще предстоит осуществить, для проведения действенной антиинфляционной политики.

Проблеме оценки и анализа инфляции уделяется большое внимание рядом финансовых институтов как развитых стран, так и стран с переходной экономикой. Так, зарубежные авторы предлагают ненормативные методы оценки и анализа инфляции, учитывающие ситуацию на рынке труда на примере Германии [2], также рассматривается оценка инфляции на основе методов простого и асимметричного усеченного среднего на примере Португалии и Ирландии [3, 4].

Проблемы моделирования инфляционных процессов широко представлены в работах отечественных специалистов. В основном это работы, связанные с моделями анализа и прогнозирования инфляции. Разработка моделей инфляции ведется в основном в рамках двух

ключевых направлений: на основе эконометрического моделирования и на базе моделей межотраслевого баланса. В первом направлении основной упор делает на монетарные факторы инфляции спроса [5, 6]. В то время как второе направление [7] отражает структуру затрат отдельных отраслей, учитывая главным образом межотраслевые взаимосвязи индексов цен, что позволяет провести анализ инфляционных процессов со стороны факторов издержек.

В настоящей работе предложена методика оценки агрегатного индекса потребительских цен (ИПЦ) как основного показателя, характеризующего инфляцию в Республике Беларусь с учетом эффектов замещения и дохода, а также ее практическая реализация на рынке товаров и услуг. Она основана на статистических данных Министерства статистики и анализа Республики Беларусь и апробирована на реальной информации. Нами проведено исследование на рынках продовольствия и фармацевтических препаратов, которые показали, что традиционные индексы, применяемые Министерством статистики и анализа, дают погрешность при расчете ИПЦ [8, 9]. Данная работа является продолжением наших исследований.

Оценка инфляции в Республике Беларусь осуществляется с помощью индекса потребительских цен (ИПЦ). Он измеряет изменение стоимости фиксированной потребительской корзины товаров и услуг, используемых домашними хозяйствами. Корзина товаров и услуг фиксирована так, чтобы данному уровню жизни соответствовало одно и то же значение индекса. При таком подходе изменения ИПЦ могут вызвать только изменение цен, но не перемены в структуре потребления в результате изменения доходов или появления новых товаров.

Официальная методика, применяемая в Министерстве статистики и анализа, основана на расчете ИПЦ по цепному варианту формулы Ласпейреса ( $L(p)$ ) и Пааше ( $P(p)$ ):

$$L(p) = \sum_{k=1}^n w_k^0 i_k(p), \quad P(p) = \left( \sum_{k=1}^n w_k^0 \cdot i_k^{-1}(p) \right)^{-1},$$

$$w_k^0 = q_j^0 \cdot p_j^0 / \sum_{j=1}^n q_j^0 \cdot p_j^0; \quad w_k^1 = q_j^1 \cdot p_j^1 / \sum_{j=1}^n q_j^1 \cdot p_j^1,$$

где:  $w_k^0, w_k^1$  – доля расходов на приобретение  $k$ -го товара потребительской корзины в базисном и отчетном периодах;  $i_k(p)$  – индекс цен  $k$ -го товара;  $p_k^0, p_k^1$  – цена  $k$ -го товара в базисном и отчетном периодах;  $q_k^0, q_k^1$  – расходы на приобретение  $k$ -го товара.

Однако, как известно [10], при расчете индекса цен по формуле Э. Ласпейреса не учитывается закон убывающего спроса при возрастании цены, а в рамках формулы Г. Пааше не выполняются условия постоянства достигнутого жизненного уровня. В целях устранения этих недостатков нами предлагается универсальная формула исчисления индекса цен [11]:

$$G^{CES}(p) = \left( \sum_{k=1}^n w_k^0 i_k^\rho(p) \right)^\rho, \quad (1)$$

где:  $\rho$  – параметр, зависящий от коэффициента эластичности замещения  $\delta$ ,  $\rho = \delta^{-1} - 1$ ;  $\delta$  – коэффициент эластичности замещения благ потребительской корзины во времени.

Данный индекс служит адекватным измерителем динамики цен для так называемого «консервативного» потребителя, поведение которого отображается функцией полезности с постоянной эластичностью замещения (CES-функцией), что характерно для краткосрочного периода.

Коэффициент эластичности  $\delta$  характеризует степень замещения благ и изменяется от 0 до  $\infty$ . Если коэффициент эластичности  $\delta \rightarrow 0$ , то степень замещения благ уменьшается, т.е. товары становятся взаимодополняемыми, и такому потребителю свойствен высок доход. Если коэффициент эластичности  $\delta \geq 1$ , то степень замещения благ увеличивается, т.е. потребитель очень гибко реагирует на цены и соответственно возрастет замещение благ, следовательно, уровень дохода населения низок. Оценить коэффициент  $\delta$  можно двумя методами:

1) прямым методом оценивания:

$$\delta = \left\{ \ln \left( \frac{w_k^0}{w_j^0} \right) / \ln \left( \frac{i_k(p)}{i_j(p)} \right) \right\} + 3; \quad (2)$$

2) косвенным методом оценивания (регрессионный анализ):

$$\ln \left( \frac{w_k^0}{w_j^0} \right) = (\delta - 3) \cdot \ln \left\{ \frac{i_k(p)}{i_j(p)} \right\} + \varepsilon_{k,j},$$

$$k, j = \overline{1, n}; k < j, \quad (3)$$

где каждое уравнение для любой пары благ с номерами  $k$  и  $j$  выбирается из множества включенных в корзину;  $\varepsilon_{k,j}$  – случайная переменная.

Для осуществления прямого метода оценивания коэффициент эластичности по формуле (2) следует:

• провести отбор товаров, по которым рассчитаны доли расходов на приобретение товаров

в бюджете потребителя. В упорядоченном по возрастанию по долям расходов ряде выбрать квинтильные (20 и 80%) товары ( $w_{(0,2)}$  и  $w_{(0,8)}$ );

- выбрать индивидуальные индексы цен квинтильных товаров, отобранных на предыдущем шаге ( $i_{(0,2)}$ ,  $i_{(0,8)}$ );

- рассчитать оценку  $\delta$  по формуле (2), подставляя в нее значения  $w_{(0,2)}$ ,  $w_{(0,8)}$ ,  $i_{(0,2)}$ ,  $i_{(0,8)}$ ;

- подставить найденный параметр  $\rho = \delta^{-1} - 1$  в формулу (1).

В долгосрочном периоде потребителю свойственно адаптивное изменение доли расходов в потребительском бюджете на приобретение подорожавших благ, которое описывается функцией полезности с переменной эластичностью замещения (VES-функцией). Данная функция заложена в основу построения соответствующего индекса цен. В этих условиях вместо функции полезности с постоянной эластичностью замещения (CES) формула индекса цен потребителя приобретает вид [11]:

$$G^{VES}(p) = I(R) \cdot \left[ w_2^0 \cdot i_2^{-\rho}(q) + w_1^0 \cdot \gamma \left( \frac{i_2(q)}{i_1(q)} \right)^{-(1+\rho)} \cdot i_1^{-\rho}(q) \right]^{\frac{1}{\rho}} \quad (4)$$

где:  $I(R)$  – индекс изменения дохода потребителя;

$S$  и  $\gamma$  – параметры индексной формулы;

$i_j(q)$  – индивидуальный индекс объема продаж потребительского товара с номером  $j$ ,  $j \in \{1, \dots, n\}$ ;  $\rho$  – медиана вариационного ряда  $\hat{\rho}_{kj} = 1 - \hat{\delta}_{kj}$ ;  $k = 1, n$ ,  $j < k$ .

Задача заключается в оценке параметров  $S$  и  $\gamma$  формулы (4). Поставленная задача решается на основе применения свойств функции полезности с переменной эластичностью замещения, соответствующей индексу цен (4) [9]. Причем, если в качестве аргументов функции полезности использовать индивидуальные индексы объемов продаж  $i_j(q)$ , то ее свойства несколько видоизменяются:

– нулевые значения функции полезности при отсутствии спроса на все товары заменяется единичным значением ее индекса, а именно:

$$I_U(i_1(q), \dots, i_n(q)) = 1, \quad (C1)$$

если  $i_1(q) = 1, \dots, i_n(q) = 1$ ;

– ненасыщаемость потребителя отображается свойством неотрицательности первых

частных производных индекса функции полезности:

$$I_{MU_k} = \frac{\partial I_U}{\partial i_k(q)} \geq 0, k = 1, \dots, n; \quad (C2)$$

– убывающий характер индекса предельных полезностей отображается свойством отрицательности вторых частных производных индекса функции полезности:

$$\frac{\partial I_{MU_k}}{\partial i_k(q)} \leq 0, k = 1, \dots, n. \quad (C3)$$

Из свойства (C1) для индекса (4) следует, что

$$\gamma = \frac{1 - w_2^0}{w_1^0}. \quad (5)$$

Из выражения (5) вытекает статистический смысл параметра  $\gamma$ , состоящий в обеспечении нормировки системы весов в средневзвешенном индексе (4).

В нашей работе [12] получены соотношения между параметрами  $S$  и  $\rho$  индекса (4):

а)  $S \geq 1$  если  $\rho < -1$ ,  $\rho \neq -1$ ,

б)  $1 > S > \frac{\rho}{1 + \rho}$ , если  $-1 < \rho < 0$ ,

в)  $S \leq \frac{\rho}{1 + \rho}$ , если  $\rho > 0$ .

Не трудно заметить, что с экономической точки зрения параметр  $S$  определяет меру изменчивости эластичности замещения. Действительно, если  $S = 0$ , то функция полезности VES совпадает с функцией CES. Точечную оценку параметра  $S$  можно получить из необходимого условия решения неоклассической задачи потребителя:

$$\frac{I_{MU_k}}{I_{MU_j}} \Big|_{U=const} = \frac{i_k(p)}{i_j(p)}. \quad (6)$$

Тогда значение параметра  $S$  на основании (6) получается из решения нелинейного уравнения (см. [12]):

$$S \left( \frac{i_k(q)}{i_j(q)} \right)^S (1 + \rho)(a + c) - a \rho \left( \frac{i_k(q)}{i_j(q)} \right)^S = b \left( \frac{i_k(q)}{i_j(q)} \right)^{-(1+\rho)} \quad (7)$$

где  $a \equiv w_k \gamma i_k^{-(1+\rho)}(q) i_j(q)$ ,

$b \equiv i_k(q)(-\rho) i_j^{-(\rho+1)}(q) w_j$  и  $c \equiv w_k \gamma i_k(q) i_j^{-1} i_k^{-1}$

Теперь важно оценить смещение при измерении индекса потребительских цен, которое возникает вследствие применения традиционных индексных формул (Э. Ласпейреса, Г. Пааше и И. Фишера) вместо экономически обоснованных индексных формул (1, 4).

Для этого (как и в работе [11]), введем относительные ошибки, возникающие за счет отклонения индивидуальных индексов цен от индекса Э. Ласпейреса, рассчитанного при заданном темпе инфляции  $\pi$  (в Беларуси темп инфляции  $\pi$  был запланирован в 2005 г. на уровне 8–10% в год); т.е.:

$$\pi = \frac{L^1(p) - L^0(p)}{L^0(p)};$$

или  $L^1(p) = 1 + \pi$ . (8)

Определим отклонения индивидуальных индексов от индекса потребительских цен по Ласпейресу:

$$\varepsilon_k = \frac{i_k(p) - L(p)}{L(p)}, \quad k = \overline{1, n}. \quad (9)$$

Заметим, что ошибки  $\varepsilon_k$ ,  $k = 1, \dots, n$  представляют собой последовательность случайных величин с нулевым средним. Действительно, из формулы (9) следует, что:

$$1 + \varepsilon_k = \frac{i_k(p)}{L(p)} = \frac{i_k(p)}{1 + \pi}.$$

Индекс Ласпейреса имеет вид:

$$L(p) = \sum_{k=1}^n w_k^0 i_k(p) \equiv 1 + \pi.$$

Тогда  $\sum_{k=1}^n w_k^0 (1 + \varepsilon_k) = \sum_{k=1}^n w_k^0 \frac{i_k(p)}{1 + \pi} = 1;$

Следовательно,  $\sum_{k=1}^n w_k^0 + \sum_{k=1}^n w_k^0 \varepsilon_k = 1$  и, учитывая условие нормировки, получим:

$$E\{\varepsilon\} = \sum_{k=1}^n w_k^0 \varepsilon_k = 0. \quad (10)$$

Поэтому, дисперсия ошибок вычисляется по формуле:

$$D\{\varepsilon\} = \sum_{k=1}^n w_k^0 \varepsilon_k^2. \quad (11)$$

Для сравнения агрегатных индексных формул по аналогии с методикой нашей работы [11], где индексы Пааше и Фишера представлены через дисперсию  $D\{\varepsilon\}$ :

$$P(p) = (1 + \pi) \left[ \sum_{k=1}^n w_k^0 (1 + \varepsilon_k)^{-1} \right]^{-1} = (1 + \pi) (1 - D\{\varepsilon\}) + \alpha \|\varepsilon\|^2,$$

$$F(p) = (P(p) \cdot L(p))^{\frac{1}{2}} = (1 + \pi) \left( 1 - \frac{1}{2} D\{\varepsilon\} \right) + \alpha \|\varepsilon\|,$$

произведем разложение (с точностью до членов второго порядка малости в окрестности  $\varepsilon_k = 0$ ) универсального индекса цен (1):

$$G^{IS}(p) = \left( \sum_{k=1}^n w_k^0 i_k^p(p) \right)^{\frac{1}{p}} = (1 + \pi) \left[ \sum_{k=1}^n w_k^0 (1 + \varepsilon_k)^p \right]^{\frac{1}{p}} \quad (12)$$

Рассчитаем величину смещения, возникающего в результате использования традиционных индексов цен вместо экономически обоснованных формул (1,4), за счет отсутствия эффекта замещения товаров:

$$B_L = L(p) - G(p) = (1 + \pi) - (1 + \pi) \left( 1 - \frac{\delta}{2} D\{\varepsilon\} \right) = (1 + \pi) \frac{\delta}{2} D\{\varepsilon\}, \quad (13)$$

$$B_P = P(p) - G(p) = (1 + \pi)(1 - D\{\varepsilon\}) - (1 + \pi) \left( 1 - \frac{\delta}{2} D\{\varepsilon\} \right) = (1 + \pi) \left( \frac{\delta}{2} - 1 \right) D\{\varepsilon\}, \quad (14)$$

$$B_F = F(p) - G(p) = (1 + \pi) \left( 1 - \frac{1}{2} D\{\varepsilon\} \right) - (1 + \pi) \left( 1 - \frac{\delta}{2} D\{\varepsilon\} \right) = (1 + \pi) \frac{\delta - 1}{2} D\{\varepsilon\}. \quad (15)$$

Следовательно, если:

$$\delta = 0 \Rightarrow B_L = 0, \quad B_P = -(1 + \pi) D\{\varepsilon\}, \quad B_F = \frac{1}{2} B_P,$$

$$\delta = 1 \Rightarrow B_F = 0, \quad B_L = \frac{1}{2} (1 + \pi) D\{\varepsilon\}, \quad B_P = -B_L,$$

то:

$$\delta = 2 \Rightarrow B_P = 0, \quad B_L = -(1 + \pi) D\{\varepsilon\}, \quad B_F = \frac{1}{2} B_L.$$

Кроме отсутствия эффекта замещения на усиление смещения могут оказывать влияние:

а) увеличение сегмента рыночных товаров с более низкими ценами:

$$I_S(p) = (1 + \pi)(1 - s) + (1 + \pi)s(1 - d), \quad (16)$$

где:  $s$  – доля рынка, охваченная более низкими ценами в отчетный период;  $d$  – процентная скидка, полученная в результате низких рыночных цен относительно традиционных.

Тогда величина смещения примет вид:

$$B(s) = I_S(p) - G(p) = (1 + \pi) \left[ (1 - s) + s(1 - d) \right] - (1 + \pi) \left( 1 - \frac{\delta}{2} D\{\varepsilon\} \right) = (1 + \pi) \left[ sd + \frac{\delta}{2} D\{\varepsilon\} \right]; \quad (17)$$

б) появление новых моделей товаров с более высоким качеством (эффективными потребительскими характеристиками):

$$I(s) = (1 + \pi)(1 - s) + \frac{s(1 + \pi)}{(1 + e)},$$

где  $s$  – доля товаров, которые были замещены новыми моделями;  $e$  – процент роста внедрения новых моделей.

Тогда:

$$B(s) = I(s) - G(p) = (1 + \pi) \left[ 1 - s + \frac{s}{1 + e} - 1 + \frac{\delta}{2} D\{\varepsilon\} \right] = (1 + \pi) \left[ s \left( -\frac{e}{1 + e} \right) + \frac{\delta}{2} D\{\varepsilon\} \right]; \quad (18)$$

в) отсутствие учета новых благ приведет к следующему индексу цен:

$$P_{S'} = \left(1 - \frac{s''}{2}\right)(1 + \pi) + \frac{s''}{2}(1 + \pi)(1 - d'),$$

где  $s''$  – доля рынка новых товаров, которые еще не поступили в потребительскую корзину;  $d'$  – процентное отклонение в ценах на новые товары от начально вводимых цен.

Тогда смещение имеет вид:

$$B_{S'} = P_{S'} - G(p) = (1 + \pi) \frac{1}{2} s'' d' + \frac{\delta}{2} D(\varepsilon). \quad (19)$$

Потребительский выбор традиционно зависит от размера дохода и уровня потребительских цен. Однако в краткосрочном периоде потребителю свойственно сохранять структуру расходов на приобретение благ при увеличении доходов. При этом доля расходов на покупку отдельных благ изменяется пропорционально изменению доходов. В долгосрочной

перспективе рациональному потребителю свойственно изменение структуры расходов, адекватное изменению дохода и цен.

Способами измерения величины структурных сдвигов в общих расходах потребителя являются как расчет точечных показателей (коэффициент сопряженности –  $K_s$ ), оценивающих уровень сдвигов единственным числом, так и процедура проверки статистических гипотез об уровне изменчивости потребительского поведения [9].

Поясним, что практическая реализация теоретического обоснования измерения индексов потребительских цен и потребительского поведения осуществлялась на основе данных рынка товаров и услуг. Около 400 товаров и услуг были объединены в 20 групп. Исходные данные для оценки структурных сдвигов на потребительские продовольственные расходы и индекса цен представлены в табл. 1.

Таблица 1

Группы товаров и услуг

№ гр.	Наименование продукта	доля расходов в месяц, 2003 $W_0(\%)$	доля расходов в месяц, 2004 $W_1(\%)$	$i(p)$
1	2	3	4	5
1	Хлеб и хлебобулочные продукты	8.9	9	122.05
2	Овощи и бахчевые	2.1	1.9	110.55
3	Фрукты и ягоды	2.4	2.4	124.99
4	Мясо и мясн. продукты	13.9	13.5	124.73
5	Рыба и рыбн. продукты	3	2.9	115.95
6	Молоко и мол. продукты	7.1	6.9	121.51
7	Сахар и конд. изделия	2.7	2.6	114.3
8	Яйца	1.1	1	121.7
9	Масла растит. и др. жиры	1.7	1.4	115.31
10	Прочие продукты питания.	0.7	0.7	125.9
11	Расходы на питание вне дома	2.1	1.9	118.07
12	Алкогольные напитки	2.7	2.6	113.67
13	Табачные изделия	1.6	1.6	117.37
14	Одежда, обувь, белье, ткани	9.1	9.6	108.25
15	Предм. личн. гигиены	2.2	2.2	105.6
16	Мебель и тов. культ.-быт. назн-я	4.7	5.8	112.5
17	Здравоохранение	3.1	2.9	117
18	Жилищно-коммунальные услуги	11.1	10.1	140.31
19	Транспорт и связь	9.8	10.4	121.3
20	Образование, культура, отдых, спорт	3.8	4.1	119.78

По данным стоимости за 2003–2004 гг. набора из  $n=20$  групп товаров и услуг следует, что:  
 $w_{(0,2)} = 1,7$  (масла растит. и др. жиры),  
 $w_{(0,8)} = 9,1$  (одежда, обувь, белье, ткани).  
 Этим товарам соответствовали индексы цен:  
 $i_{(0,2)} = 115,31$  и  $i_{(0,8)} = 108,25$ ,  
 тогда  $\delta = 3,67$ , следовательно  $\rho = -0,73$ ,

$$G_{(-0,73)}(p) = \left( \sum_{k=1}^{20} w_k^0 \cdot i_k^p(p) \right)^\rho = 120,38\%.$$

Для сравнения традиционные индексы по тем же исходным данным составили:

$$L(p) = 117\%, \quad P(p) = 111,02\%, \\ F(p) = 113,97\%.$$

$K_s = \sqrt{0,04/8,02} = 0,071$ , что свидетельствует о неизменной структуре потребительских расходов в базисном и отчетном периодах.

В официальной статистике стоимость набора товаров и услуг основана на долях расходов на приобретение  $k$ -го блага. Проведенное исследование опиралось на официальную методику.

Величины смещения в форме абсолютных разностей составили:

$$B_L = 3,38\%, \quad B_p = 9,36\%, \quad B_F = 6,41\%.$$

Величина смещения, которая возникла в результате применения формулы Э. Ласпейреса, используемой Министерством статистики и анализа, обусловлена отсутствием учитыванием замещения благ в потребительской корзине в рассматриваемый период. Но важно не только найти величину смещения, но и определить долю вклада в смещение, внесенную не учетом замещения расходов на приобретение товаров и услуг. Поэтому, следуя методике

нахождения смещения через дисперсию ошибок, найдем величину смещения потребления товаров и услуг в потребительской корзине. Дисперсия ошибок, рассчитанная по формуле (11) составила 3,867808. Величина смещения  $B_L$ , рассчитанная по формуле (13) составила 19,53423 (с учетом фактической величины среднемесячной инфляции 1,75% за 2004 г.).

Из полученных результатов можно сделать вывод, что смещение, которое возникло в результате применения традиционных формул расчета агрегатного ИПЦ, на 19,5% зависит от отсутствия учета в них эффекта замещения благ в потребительской корзине.

Численные результаты, полученные на основе данных о товарах и услугах, вошедших в потребительскую корзину, позволили рассчитать агрегатный ИПЦ и тем самым оценить темп изменения общего уровня цен на потребительском рынке Республики Беларусь.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Phillips A.W. The relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the UK, 1951 – 1957 // *Econometrica* 25, (November 1958). P. 283-295
2. A Nonnormative theory of inflation and Central Bank independence / B. Herrendorf, J.M. Neumann., *Weltwirtschaftliches Archiv Review of world economics.*, Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel., 2000. P.315-333.
3. Using the asymmetric trimmed mean as a core inflation indicator / C.R. Marques, J.M. Mota, Banco de Portugal.: WP 6-00. 2000.
4. A statistical measure of core inflation / A. Meyler., Central Bank of Ireland technical paper, 2/RT/99.
5. Пелипась И. В. Спрос на деньги и инфляция в Беларуси: результаты эконометрического анализа: Аналитический доклад №6 / Исследовательский центр Бизнес школы ИПМ. Мн., 2001.
6. Пранович М. В., Малюгин В.И. Эконометрическое моделирование процессов инфляции в условиях переходной экономики // *Математические методы в финансах и эконометрике*. Мн.: БГУ, 2000. С.176–182.
7. Антиинфляционная политика: пути реализации / Под ред. В.В. Пинигина. М.:НИЭИ Минэкономики, 2002.
8. Картун А.М. Оценка уровня инфляции с учетом поведения потребителей и их благосостояния // *Материалы III межд. научн. конф.: «Проблемы социально-ориентированной рыночной экономики современной России»*. М.: Фин. академия при Правительстве РФ, 2004.
9. Хацкевич Г.А. Измерение индекса потребительских цен на основе переменной эластичности замещения // *Экономика и управление*. №1. 2005. С.32–37.
10. Лине П. Экономическая статистика. Штутгарт; Йена: Изд-во Г. Фишер, 1995.
11. Хацкевич Г.А. Эконометрическое моделирование и анализ неустойчивых экономических процессов. Сер. «Экономика». Мн., 2000.
12. Хацкевич Г.А., Мудрый А.К. Качество жизни: моделирование и структурный анализ // *Проблемы экономики и управления*, 2002. 195 с.

#### РЕЗЮМЕ

Предложена методика оценки агрегатного индекса потребительских цен – как основного показателя, характеризующего инфляцию в Республике Беларусь с учетом эффектов замещения и дохода, а также ее практическая реализация на рынке товаров и услуг. Проведенное исследование опиралось на официальную методику, применяемую Министерством статистики и анализа Республики Беларусь и апробировано на реальной информации.

#### SUMMARY

The methodic of aggregate consumer price index calculation is introduced, because it is the main indicator, which characterizes inflation in Republic of Belarus, considering substitution and income effects. The methodic is practically realized at goods and services market. The research was based at the official methodic, used by the Ministry of statistics and analyses and was tested on the real information.