

# ОСНОВНЫЕ ПОДХОДЫ К УЧЕТУ ИЗМЕНЕНИЙ В КАЧЕСТВЕ ТОВАРОВ В ИНДЕКСАХ ЦЕН

В. Зямалов, н.с. Центра макроэкономического прогнозирования РАНХиГС,  
М. Турунцева, директор Центра макроэкономического прогнозирования РАНХиГС, зав.  
лабораторией краткосрочного прогнозирования Института Гайдара

*Традиционно для расчета ценовых индексов в условиях изменений в качестве продукции использовался метод «сопоставимых моделей». При использовании этого метода индексы строятся только по информации о тех моделях изделий, качество которых оставалось неизменным на протяжении определенного количества времени, либо для которых возможно подобрать максимально близкие аналоги.*

Основная проблема заключается в том, что качество товаров и услуг не остается неизменным. Обычно оно растет под воздействием рыночных сил, таких как конкуренция или научно-технический прогресс. Таким образом, при появлении большого количества новых моделей продукции, метод сопоставимых моделей может оставить неучтенной значительную долю изменения цен. Также, ошибка может возникнуть при попытке подбора аналогов моделей для замены ушедших с рынка моделей. Между тем, игнорирование этих проблем может привести к завышению оценок темпов инфляции и темпов роста стоимости жизни.

Для решения проблемы изменения качества товаров на практике применяется гедонический подход, направленный на учет изменений в уровне качества представленной на рынке продукции. В настоящей статье будет приведено описание нескольких наиболее часто используемых методов расчета индексов цен с применением этого подхода.

## Метод дамми-переменных

На сегодняшний день это один из наиболее простых методов расчета гедонических индексов. Методика их расчета описана во многих ранних работах (см., например, работы Корта, Грилихеса, Чоу<sup>1</sup>).

Допустим, что модель для уровня цен оценивается в полулогарифмической (логарифмически-линейной) форме (Haan, Diewert, 2013<sup>2</sup>):

$$\ln p_{n,t} = \beta_0 + \sum_{\tau=1}^T \alpha_{\tau} D_{\tau} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{n,k,t} + \varepsilon_{n,t}$$

где  $t = \overline{0, T}$  – моменты времени,  $p_{n,t}$  – цена товара  $n$  в момент времени  $t$ ,  $D_{\tau}$  – дамми-переменная, равная 1 в момент времени  $\tau$ ,  $x_{n,k,t}$  – значение характеристики качества  $k$  для товара  $n$  в момент времени  $t$ . Коэффициенты при дамми-переменных показывают превышение среднего уровня цен в соответствующий момент времени относительно нулевого момента времени. Тогда скорректированный индекс цен в периоде  $t$  относительно периода 0 можно рассчитать по формуле:

<sup>1</sup> Court A.T. Hedonic Price Indexes: With Automotive Examples // The Dynamics of Automobile Demand: Based Upon Papers Presented at a Joint Meeting of the American Statistical Association and the Econometric Society in Detroit, Michigan on December 27, 1938. Detroit, MI: American Statistical Association and the Econometric Society, 1939; Griliches Z. Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric of Quality Change // The Price Statistics of the Federal Government / под ред. Price Statistics Review Committee. National Bureau of Economic Research, 1961. С. 173–196; Chow G.C. Technological Change and the Demand for Computers // The American Economic Review. 1967. Т. 57, № 5. P. 1117–1130.

<sup>2</sup> de Haan J., Diewert E. Hedonic Regression Methods // Handbook on Residential Property Price Indices. Luxembourg: Eurostat, 2013. С. 49–64.

$$I_{0,t} = e^{\alpha t}$$

Согласно (Haan, Diewert, 2013; Diewert, Heravi, 2009)<sup>1</sup> этот индекс можно переписать в следующем виде:

$$I_{0,t} = \frac{\prod_{n \in S(t)} p_{n,t}^{1/N(t)}}{\prod_{n \in S(0)} p_{n,0}^{1/N(0)}} \exp \left[ \sum_{k=1}^k \hat{\beta}_k (\bar{x}_{k,0} - \bar{x}_{k,t}) \right],$$

где  $S(t)$  – выборка в период  $t$ , на которой рассчитывается индекс,  $N(t)$  – объем выборки,  $\bar{x}_{k,t}$  – среднее значение характеристики  $k$  в период  $t$ . Тем самым, индекс состоит из двух частей: отношения средних геометрических цен в периоды  $t$  и  $0$ , которое отражает наблюдаемый уровень роста цен, и «поправку на разницу в уровне качества». Данная формула связывает нас с описываемым ниже методом коррекции на качество.

При использовании данного метода может возникнуть проблема гетероскедастичности, связанная с использованием агрегированных исходных данных<sup>2</sup>, которая может быть исправлена использованием взвешенного метода наименьших квадратов.

Другой проблемой данного метода является то, что при добавлении нового момента времени оценки коэффициентов, в том числе и при дамми-переменных, изменяются, что неприемлемо при построении официальных индексов, которые невозможно пересматривать в каждом периоде. Для преодоления этого затруднения предлагается рассчитывать отдельные индексы для каждой пары соседних периодов  $t-1$  и  $t$ , путем перемножения которых получается временной ряд, не зависящий от добавления новых периодов. Эта процедура также позволяет обойти используемое в методе допущение о неизменности коэффициентов в модели на всем промежутке оценивания.

### Метод цен характеристик качества

Метод цен характеристик качества также был описан ранее в работе Грилихеса<sup>3</sup>. Преимуществом этого метода перед методом дамми переменных является то, что в нем не требуется допущение о неизменности коэффициентов  $\beta$  между различными периодами. Рассмотрим линейную гедоническую модель:

$$p_{n,t} = \beta_{0,t} + \sum_{k=1}^K \beta_{k,t} x_{n,k,t} + \varepsilon_{n,t},$$

которая оценивается отдельно в каждый момент времени. В результате оценивания мы получаем вектор оценок  $\hat{\beta}_t = (\hat{\beta}_{1,t}, \dots, \hat{\beta}_{K,t})$  для каждого момента времени. Оценки коэффициентов играют роль скрытых цен на характеристики качества. Согласно Грилихесу и Трипплетту<sup>4</sup> индекс цен может быть записан в виде:

$$I_{0,t} = \frac{\sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,t} q_k}{\sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,0} q_k}$$

где  $q_k$  – некоторый вес, с которым взвешивается скрытая цена характеристики  $k$ . Де Хаан и Диверт<sup>5</sup> используют несколько иное выражение для индекса:

<sup>1</sup> de Haan J., Diewert E. Hedonic Regression Methods // Handbook on Residential Property Price Indices. Luxembourg: Eurostat, 2013. С. 49–64; Diewert W.E., Heravi S., Silver M. Hedonic Imputation versus Time Dummy Hedonic Indexes // Price Index Concepts and Measurement / под ред. Diewert W.E., Greenlees J.S., Hulten C.R. 2009. С. 161–196.

<sup>2</sup> См.: Ерндт Э.Р. Практика эконометрики: классика и современность / под ред. Айвазян С.А.; пер. Лукаш Е.Н. Москва: Издательство Юнити-Дана, 2005. 863 с., стр. 153.

<sup>3</sup> Griliches Z. Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric of Quality Change // The Price Statistics of the Federal Government / под ред. Price Statistics Review Committee. National Bureau of Economic Research, 1961. С. 173–196.

<sup>4</sup> Griliches Z. Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric of Quality Change // The Price Statistics of the Federal Government / под ред. Price Statistics Review Committee. National Bureau of Economic Research, 1961. С. 173–196; Triplett J.E. Handbook on hedonic indexes and quality adjustments in price indexes: special application to information technology products. Paris: OECD, 2006. 259 с.

<sup>5</sup> de Haan J., Diewert E. Hedonic Regression Methods // Handbook on Residential Property Price Indices. Luxembourg: Eurostat, 2013. С. 49–64.

$$I_{0,t} = \frac{\hat{\beta}_{0,t} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,t} q_k}{\hat{\beta}_{0,0} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,0} q_k}$$

Данные выражения задают индекс цен с учетом уровня качества, так как он зафиксирован на некотором уровне, определяемом весами  $q_k$ . Какие же веса  $q_k$  следует использовать?

При расчете индексов на основе информации о продажах, естественным является использование двух уровней<sup>1</sup>, а именно выборочных средних значений характеристик в моменты времени 0 и  $t$ . Использование средних значений периода 0 дает индекс Ласпейраса:

$$I_{0,t}^{CPL} = \frac{\sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,t} \bar{x}_{k,0}}{\sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,0} \bar{x}_{k,0}}$$

$$I_{0,t}^{CPL} = \frac{\hat{\beta}_{0,t} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,t} \bar{x}_{k,0}}{\hat{\beta}_{0,0} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,0} \bar{x}_{k,0}} \quad \text{где} \quad \bar{x}_0 = (\bar{x}_{1,0}, \dots, \bar{x}_{K,0}) \quad - \text{средние значения}$$

характеристик качества в момент времени 0.

Использование значений периода  $t$  дает индекс Пааше:

$$I_{0,t}^{CPP} = \frac{\sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,t} \bar{x}_{k,t}}{\sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,0} \bar{x}_{k,t}}$$

$$I_{0,t}^{CPP} = \frac{\hat{\beta}_{0,t} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,t} \bar{x}_{k,t}}{\hat{\beta}_{0,0} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,0} \bar{x}_{k,t}}$$

где  $\bar{x}_t = (\bar{x}_{1,t}, \dots, \bar{x}_{K,t})$  – средние значения характеристик качества в период  $t$ .

Среднее геометрическое этих индексов дает индекс Фишера:

$$I_{0,t}^{CPF} = \sqrt{I_{0,t}^{CPL} I_{0,t}^{CPP}}$$

В случае оценивания полулогарифмической модели цен формулы преобразуются к следующему виду<sup>2</sup>:

$$I_{0,t}^{CPGL} = \exp \left[ \sum_{k=1}^K (\hat{\beta}_{k,t} - \hat{\beta}_{k,0}) x_{k,0} \right]$$

$$I_{0,t}^{CPGP} = \exp \left[ \sum_{k=1}^K (\hat{\beta}_{k,t} - \hat{\beta}_{k,0}) x_{k,t} \right]$$

$$I_{0,t}^{CPGF} = \sqrt{P_{0,t}^{CPGL} P_{0,t}^{CPGP}} = \exp \left[ \sum_{k=1}^K (\hat{\beta}_{k,t} - \hat{\beta}_{k,0}) \frac{\bar{x}_{k,0} + \bar{x}_{k,t}}{2} \right]$$

либо, при включении свободного члена в расчет индексов<sup>3</sup>:

<sup>1</sup> См.: de Haan J., Diewert E. Hedonic Regression Methods // Handbook on Residential Property Price Indices. Luxembourg: Eurostat, 2013. С. 49–64; Triplett J.E. Handbook on hedonic indexes and quality adjustments in price indexes: special application to information technology products. Paris: OECD, 2006. 259 с.

<sup>2</sup> Triplett J.E. Handbook on hedonic indexes and quality adjustments in price indexes: special application to information technology products. Paris: OECD, 2006. 259 с.

<sup>3</sup> de Haan J., Diewert E. Hedonic Regression Methods // Handbook on Residential Property Price Indices. Luxembourg: Eurostat, 2013. С. 49–64.

$$I_{0,t}^{CPL} = \exp(\hat{\beta}_{0,t} - \hat{\beta}_{0,0}) \exp \left[ \sum_{k=1}^K (\bar{\hat{\beta}}_{k,t} - \hat{\beta}_{k,0}) x_{k,0} \right]$$

$$I_{0,t}^{CPP} = \exp(\hat{\beta}_{0,t} - \hat{\beta}_{0,0}) \exp \left[ \sum_{k=1}^K (\hat{\beta}_{k,t} - \hat{\beta}_{k,0}) \bar{x}_{k,t} \right]$$

$$I_{0,t}^{CPF} = \sqrt{P_{0,t}^{CPL} P_{0,t}^{CPP}} = \exp(\hat{\beta}_{0,t} - \hat{\beta}_{0,0}) \exp \left[ \sum_{k=1}^K (\hat{\beta}_{k,t} - \hat{\beta}_{k,0}) \frac{\bar{x}_{k,0} + \bar{x}_{k,t}}{2} \right]$$

Де Хаан и Диверт<sup>1</sup> рекомендуют использовать в практических целях индексы Фишера, так как, по их мнению, в этих индексах взаимно компенсируются возможные смещения индексов Ласпейраса и Пааше, вызванные игнорированием товаров либо появившихся на рынке, либо ушедших с него.

### Метод вмененных (условных) цен

Часто исследователи сталкиваются с ситуацией (характерной для традиционного метода согласованных моделей), когда цены продуктов, реализованных в период 0, являются недоступными в период  $t$  (и наоборот) в силу каких-либо причин (например, прекращение производства товара или вывод новой модели). В методе согласованных моделей такие товары исключаются из базы расчета индексов, либо для них подбирается аналогичная по качеству замена. Метод вмененных цен позволяет, при помощи гедонического подхода, учесть эти товары.

Рассмотрим для начала метод в изложении Трипплетта<sup>2</sup>. Пусть в момент времени  $t$  некий товар  $m$  перестал быть доступным. Классический метод сопоставимых моделей предписывает исключить его из базы расчета индекса, если не удастся найти равноценную замену (равноценность замены определяется экспертным путем, эта модификация метода используется при расчете некоторых индексов в США<sup>3</sup>). Метод вмененных цен же предлагает иной подход: цена недоступного товара рассчитывается при помощи гедонического метода.

Допустим, что товар  $m$  был доступен в момент 0, но ушел с рынка в момент времени 1. Для начала оценим гедоническую модель по всем продуктам, доступным в момент времени 1. В результате получим оценку вектора скрытых цен  $\hat{\beta}_1$ . На основе этой оценки рассчитаем условную цену товара  $m$  в периоде 1:

$$\hat{p}_{m,1}^{\text{est}} = f(\hat{\beta}_1, x_{m,0})$$

где  $x_{m,0}$  – характеристики качества товара в момент времени 0. Таким образом, индекс цен на продукт  $m$  в период 1 относительно периода 0 равен

$$I_{0,1}^m = \frac{\hat{p}_{m,1}^{\text{est}}}{p_{m,0}}$$

Полученный индекс можно использовать для расчета индексов более высокого порядка. Аналогичный расчет можно провести для случая появления нового продукта  $n$  в периоде 1:

$$I_{0,1}^n = \frac{p_{n,1}}{\hat{p}_{n,1}^{\text{est}}}$$

где  $\hat{p}_{n,1}^{\text{est}}$  – условная цена продукта  $n$  в период 0.

<sup>1</sup> de Haan J., Diewert E. Hedonic Regression Methods // Handbook on Residential Property Price Indices. Luxembourg: Eurostat, 2013. С. 49–64.

<sup>2</sup> de Haan J., Diewert E. Hedonic Regression Methods // Handbook on Residential Property Price Indices. Luxembourg: Eurostat, 2013. С. 49–64.

<sup>3</sup> Greenlees J.S., McClelland R. Does Quality Adjustment Matter for Technologically Stable Products? An Application to the CPI for Food // The American Economic Review. American Economic Association, 2011. Т. 101, № 3. С. 200–205.

Полученные индексы называют индексами одиночного вменения (single imputation), поскольку рассчитывается только одна из цен, а в числителе либо в знаменателе стоят реальные цены. Многие исследователи предлагают использовать индексы двойного вменения (double imputation), в которых обе цены оцениваются при помощи гедонических моделей. Это призвано устранить смещение, вызванное маркетинговой политикой некоторых производителей, предлагающих новые продукты по заниженным, либо завышенным ценам.

Однако, Триплетт<sup>1</sup> также указывает на недостатки двойного вменения. Отклонение цен товаров от уровня, предсказанного гедонической моделью, может быть связано с невключением объясняющих переменных (возможно, ненаблюдаемых), способных учесть завышение или снижение цен на товары. Применение двойного вменения, по его мнению, может быть оправданным лишь в том случае, если имеются веские основания считать, что не включенные в модель переменные не изменялись между периодами. В противном случае оно приведет к дополнительному смещению.

Де Хаан и Диверт<sup>2</sup> предлагают несколько иной подход к данному методу, частично совпадающий с подходом Триплетта. Авторы рассчитывают индексы не для конкретных товаров, а для выборок в целом. Индексы Ласпейраса одиночного и двойного вменения рассчитываются следующим образом:

$$I_{0,t}^{HIL} = \frac{\sum_{n \in S(0)} 1 \hat{p}_{n,t}(0)}{\sum_{n \in S(0)} 1 p_{n,0}} = \frac{\sum_{n \in S(0)} [\hat{\beta}_{0,t} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,t} x_{n,k,0}]}{\sum_{n \in S(0)} p_{n,0}} = \frac{\hat{\beta}_{0,t} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,t} \bar{x}_{k,0}}{\sum_{n \in S(0)} p_{n,0} / N(0)}$$

$$I_{0,t}^{HDIL} = \frac{\sum_{n \in S(0)} 1 \hat{p}_{n,t}(0)}{\sum_{n \in S(0)} 1 \hat{p}_{n,0}} = \frac{\sum_{n \in S(0)} [\hat{\beta}_{0,t} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,t} x_{n,k,0}]}{\sum_{n \in S(0)} [\hat{\beta}_{0,0} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,0} x_{n,k,0}]} = \frac{\hat{\beta}_{0,t} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,t} \bar{x}_{k,0}}{\hat{\beta}_{0,0} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,0} \bar{x}_{k,0}}$$

$$= I_{0,t}^{CPL}$$

где  $S_0$  – выборка товаров, доступных в периоде 0,  $p_{n,t}(\tau)$  – цена на продукт  $n$  в момент времени  $t$ , рассчитанная на основе значений характеристик момента времени  $\tau$ . Цены берутся с весом 1, так как авторы рассматривали рынок частных домов в США, на котором каждый объект является уникальным. Можно заметить, что индекс двойного вменения совпадает с индексом Ласпейраса, рассчитанным методом цен характеристик.

Индекс двойного вменения Пааше рассчитывается по формуле:

$$I_{0,t}^{HDIP} = \frac{\sum_{n \in S(t)} 1 \hat{p}_{n,t}}{\sum_{n \in S(t)} 1 \hat{p}_{n,0}(t)} = \frac{\hat{\beta}_{0,t} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,t} \bar{x}_{k,t}}{\hat{\beta}_{0,0} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,0} \bar{x}_{k,t}} = I_{0,t}^{CPP}$$

где  $S_t$  – выборка товаров, доступных в периоде  $t$ .

### Метод коррекции на качество

Существует иной метод расчета условной цены в случае, когда новый товар заменяет некоторый старый – метод коррекции на качество.

Допустим, что в момент 1 на рынке появился новый товар  $n$ , заменивший товар  $m$ . Предположим также, что в период 0 по всем имеющимся на тот момент товарам была оценена гедоническая модель

$$p_{i,0} = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_{k,0} x_{i,k} + \varepsilon_{i,0}$$

и получена оценка вектора  $\hat{\beta}_0$ . Тогда коэффициентом коррекции на качество будет называться величина

<sup>1</sup> Triplet J.E. Handbook on hedonic indexes and quality adjustments in price indexes: special application to information technology products. Paris: OECD, 2006. 259 с.

<sup>2</sup> de Haan J., Diewert E. Hedonic Regression Methods // Handbook on Residential Property Price Indices. Luxembourg: Eurostat, 2013. С. 49–64.

$$A(\hat{\beta}_0) = \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,0} (x_{n,k} - x_{m,k})$$

где  $x_{n,k,t}$ ,  $x_{m,k,t}$  – значение характеристики качества  $k$  в момент времени  $t$  для товаров  $n$  и  $m$  соответственно. Полученный коэффициент коррекции на качество может быть использован для получения цены нового товара  $n$  в период, предшествующий моменту выхода товара на рынок:

$$p_{n,0}^{est} = p_{m,0} + A(\hat{\beta}_0)$$

При оценивании логарифмически-линейной (log-lin) модели

$$\ln p_{i,0} = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_{k,0} x_{i,k} + \varepsilon_{n,0}$$

цена продукта  $n$  будет равна

$$p_{n,0}^{est} = p_{m,0} \exp \left[ \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,0} (x_{n,k} - x_{m,k}) \right]$$

И для линейной в логарифмах (log-log) модели

$$\ln p_{i,0} = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_{k,0} \ln x_{i,k} + \varepsilon_{n,0}$$

$$p_{n,0}^{est} = p_{m,0} \prod_{k=1}^K \left( \frac{x_{n,k}}{x_{m,k}} \right)^{\hat{\beta}_{k,0}}$$

Преимуществом данного метода является то, что коэффициент коррекции на качество можно рассчитывать при помощи иной базы данных, нежели база данных, используемая для расчета индексов цен. Это обстоятельство делает его наиболее применимым на практике<sup>1</sup>: с его помощью рассчитываются, например, ИПЦ и ИЦП в США.

### Преимущества и недостатки гедонического метода

В работе де Хаана и Диверта<sup>2</sup> приводятся следующие преимущества использования гедонического метода для построения ценовых индексов:

- Если набор характеристик качества для рассматриваемых продуктов достаточно хорошо документирован, то гедонический метод остается справедливым и правильно работает как при изменении состава выборки, так и при изменении уровня качества отдельных продуктов из выборки.
- При помощи грамотной стратификации становится возможным построение ценовых индексов для выборок продуктов, отличающихся существенной неоднородностью.
- Метод вмененных цен в целом является аналогом традиционно используемого метода сопоставимых моделей.
- Гедонические методы, по-видимому, наиболее эффективно используют статистические данные.
- К недостаткам гедонических методов авторы относят:
- Потенциальную сложность учета территориальных различий в динамике цен, которая, однако, в некоторой степени может быть преодолена правильной стратификацией.

<sup>1</sup> Triplett J.E. Handbook on hedonic indexes and quality adjustments in price indexes: special application to information technology products. Paris: OECD, 2006. 259 с.

<sup>2</sup> de Haan J., Diewert E. Hedonic Regression Methods // Handbook on Residential Property Price Indices. Luxembourg: Eurostat, 2013. С. 49–64.

- Высокие требования к данным, а именно к наличию информации по характеристикам качества, что делает применение гедонического метода относительно более дорогим.
- Зависимость результатов применения метода от выбора набора характеристик качества, функциональных форм и т. д.
- Относительная сложность обучения использованию данных методов (по мнению авторов).

\* \* \*

В данной статье были описаны основные методы расчета гедонических индексов цен, предназначенных для учета изменений уровня качества продукции на рынке. Вызванный рыночными причинами, этот рост приводит к тому, что традиционный метод сопоставимых моделей в ряде случаев завышает оценки темпов инфляции, что приводит к завышению темпов роста стоимости жизни, занижению темпов роста реальных экономических показателей, в частности реального ВВП. Применение гедонических методов способно устранить это смещение, что может быть крайне полезным для нужд статистических органов.

### Источники

1. Court A.T. Hedonic Price Indexes: With Automotive Examples // The Dynamics of Automobile Demand: Based Upon Papers Presented at a Joint Meeting of the American Statistical Association and the Econometric Society in Detroit, Michigan on December 27, 1938. Detroit, MI: American Statistical Association and the Econometric Society, 1939.
2. Griliches Z. Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric of Quality Change // The Price Statistics of the Federal Government / под ред. Price Statistics Review Committee. National Bureau of Economic Research, 1961. С. 173–196.
3. Chow G.C. Technological Change and the Demand for Computers // The American Economic Review. 1967. Т. 57, № 5. С. 1117–1130.
4. de Haan J., Diewert E. Hedonic Regression Methods // Handbook on Residential Property Price Indices. Luxembourg: Eurostat, 2013. С. 49–64.
5. Diewert W.E., Heravi S., Silver M. Hedonic Imputation versus Time Dummy Hedonic Indexes // Price Index Concepts and Measurement / под ред. Diewert W.E., Greenlees J.S., Hulten C.R. 2009. С. 161–196.
6. Берндт Э.Р. Практика эконометрики: классика и современность / под ред. Айвазян С.А.; пер. Лукаш Е.Н. Москва: Издательство Юнити-Дана, 2005. 863 с.
7. Triplett J.E. Handbook on hedonic indexes and quality adjustments in price indexes: special application to information technology products. Paris: OECD, 2006. 259 с.
8. Greenlees J.S., McClelland R. Does Quality Adjustment Matter for Technologically Stable Products? An Application to the CPI for Food // The American Economic Review. American Economic Association, 2011. Т. 101, № 3. С. 200–205. 

«Научный вестник ИЭП им. Гайдара.ру» зарегистрирован  
Федеральной службой по надзору в сфере связи,  
информационных технологий и массовых коммуникаций (Роскомнадзор)  
как электронное информационно-аналитическое,  
научное периодическое издание  
(Свидетельство о регистрации средства массовой информации  
Эл № ФС77-42586 от 12 ноября 2010 г.).

**ГЛАВНЫЙ РЕДАКТОР**

М.Ю. Турунцева, зав. лабораторией краткосрочного прогнозирования

**РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ**

Г.И. Идрисов, руководитель Научного направления «Реальный сектор»,  
П.В. Трунин, руководитель Научного направления «Макроэкономика и финансы»,  
М.В. Казакова, ведущий научный сотрудник  
Научного направления «Макроэкономика и финансы»,  
А.Ю. Кнобель, зав. лабораторией международной торговли

**Выпускающий редактор** – Е.Ю. Лопатина, РИО

**Корректор** – К.Ю. Мезенцева, РИО