Список литературы

1. **Когай Е. А.** Вселенная-дом в художественных прозрениях русского космизма // Музыка изменяющейся России: всероссийская научно-практическая конференция. Курск: Государственный университет, 2007. С. 40-48.
2. **Платон.** Собрание сочинений: в 4-х т. М.: Мысль, 1994. Т. 3. 657 с.
3. **Трубецкой Е. Н.** Умозрение в красках. Этюды по русской иконописи // Трубецкой Е. Н. Смысл жизни. М.: Республика, 1994. 432 с.
4. **Хайруллин К. Х.** Философия космизма. Казань: Дом печати, 2003. 370 с.
5. **Хруцкий К. С.** Введение в космистскую (универсальную) антропологию [Электронный ресурс]. URL: http://www.philosophy.ru/library/hrucki/hrucki2.html (дата обращения: 23.12.2010).

**REPRESENTATION OF COSMISM AXIOCONSTANTS
IN ART-PRACTICES OF CULTURE: PROJECTION IN THE WORLD OF CINEMA**

Akimenko Elena Stanislavovna
Kharkiv State Academy of Culture, Ukraine
appassionato@mail.ru

The paper investigates the visual aesthetics of the world cinema as artistic space, the universal art-practice of the replication of the axiological dominants of cosmism cultural-creative universe. Particular attention is paid to cinema, one of the leading characteristics of which is total keenness on the subjects of space theme. However, the study involves science fiction films and non-fiction documentaries, which use cosmism axioconstants as an artistic device, the way of the reflection of particular problems and phenomena of modern culture.

Key words and phrases: modern culture; media culture; cosmism; media-cosmism; axioconstants; artistic space; art-practice; world cinema.

УДК 519.237.5
Физико-математические науки

Изложены методические приемы в оценках адекватности регрессионной модели, описывающей закономерность в изменении зависимой величины с учетом однократных и многократных ее измерений, разделяющихся условно по предложенному критерию. Реализация эффекта многократности измерений, как показано на приведенном примере, позволяет повысить достоверность выявления искомой закономерности.

Ключевые слова и фразы: экспериментальные измерения; закономерность; случайные отклонения; регрессия; модель; коэффициент детерминации.

Антонов Владимир Александрович, д.т.н.
Институт горного дела Уральского отделения Российской академии наук
Antonov@igduran.ru

ОЦЕНКА АДЕКВАТНОСТИ РЕГРЕССИОННОЙ МОДЕЛИ ПО ПОГРЕШНОСТИ ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫХ ИЗМЕРЕНИЙ©

Введение. Экспериментальные исследования закономерности в изменении некоторой величины Y, зависящей от величин X_j, где j =1, 2, 3 …, проводят путем их совместных измерений с последующим построением по ряду полученных узловых i-точек (X_{ji}, Y_i,) уравнения регрессии. Допустим, что результат каждого измерения величины Y_i состоит из компонент значимой для достижения цели исследования (закономерной) и незначимой (случайного отклонения). Здесь принимается, что основной целью исследования является построение модели регрессионной зависимости $Y(X_j)$, представляющей со случайным допустимым отклонением, т.е. погрешностью, значимую закономерность как основную взаимосвязь исследуемого природного явления, повторяющуюся в независимых экспериментах. Достоверность построенной модели проверяется ее адекватностью, т.е. соответствием отображения закономерной и случайной составляющих. Оценки проводятся по методике, описанной в работах [1; 2]. По случайным отклонениям, объясняемым несовершенством (погрешностью) средств измерений зависимой величины и влиянием неучтенных в модели незначимых факторов эксперимента, рассчитывается допустимый интервал коэффициента детерминации искомой закономерности. Часто случайные отклонения зависимой величины в узловых точках, необходимые для таких оценок, априори неизвестны. Тогда они могут определяться по результатам многократных измерений. По рекомендации межгосударственной стандартизации (РМГ 29-99) многократными считаются повторные измерения зависимой величины одного размера, т.е. с одинаковыми аргументами. Однако во многих экспериментах значения аргументов в узловых точках изменяются с малым или большим сдвигом, что приводит к изменению размера зависимой величины. В таких условиях разделение узловых точек с однократными и многократными измерениями по признаку их повторяемости остается неопределенным. Отмеченное затруднение в разграничении кратности измерений зависимой величины приводит к невозможности оценить и снизить случайные отклонения и тем самым установить требования к модели регрессии по упомянутому признаку ее адекватности.

В данной работе рассмотрены методические приемы, направленные на решение поставленной проблемы. По ним условно выделяются и учитываются при построении регрессии экспериментальные узловые точки с многократными измерениями зависимой величины.

Оценка случайных отклонений. Регрессия проводится наиболее достоверно при наличии однородности исходной информации, заданной в узловых точках. Под однородностью понимаются равное влияние на регрессию всех узловых точек и одинаковые свойства рассеяния измеренных в них значений зависимой величины. При этом каждая узловая точка оказывает существенное влияние лишь на участок регрессии, расположенный в окрестности ее аргументов. Такую окрестность назовем осевым интервалом влияния узловой точки. Очевидно, что чем больше имеется узловых точек, тем меньше на оси j-аргумента размер ΔX_j обозначенного интервала. Выразим его следующим соотношением:

$$\Delta X_j = \frac{X_{jn} - X_{j1}}{n-1},$$

где X_{j1} , X_{jn} – наименьшее и наибольшее значения j-аргумента, соответственно, в первой и последней узловой точке; n – количество узловых точек. При равномерном распределении узловых точек расстояние по оси j-аргумента между соседними точками равно ΔX_j.

Часто в экспериментах однородность информации не выдерживается, т.е. узловые точки распределены по осям аргументов неравномерно. Расстояние по оси j-аргумента между соседними точками существенно меньше или больше ΔX_j. По этому признаку введем следующие допущения в различии узловых точек с однократными и многократными измерениями. Если расстояние по оси хотя бы одного j-аргумента между узловой точкой и смежной с ней соседней точкой равно или больше его ΔX_j, то измерение зависимой величины в узловой точке считаем однократным. Если расстояние по оси каждого j-аргумента между смежными соседними узловыми точками меньше соответствующего ΔX_j, то их количество с таким признаком образует группу узловых точек, в которых измерение зависимой величины принимаем многократным. При этом допускаем, что на малом интервале изменения аргументов групповых точек рельеф соответствующего участка регрессии существенно не изменится.

Положим, что экспериментальные измерения во всех узловых точках проводятся одним средством (прибором, методикой). Отклонения значений зависимой величины, связанные с погрешностью средств измерений и влиянием случайных неучтенных факторов эксперимента, распределены во всех узловых точках одинаково нормально и гомоскедастично. Это означает, что случайные отклонения зависимой величины в однократных и многократных измерениях являются частными реализациями некоторой генеральной совокупности и отличаются лишь количеством точек в выборках. Выделим группы узловых точек с многократными измерениями и рассчитаем экспериментальное среднеквадратичное отклонение $\sigma_э$ зависимой величины в точке как взвешенное внутригрупповое (остаточное) по их совокупности. Расчет проводится по формуле

$$\sigma_э = \sqrt{\frac{1}{\sum_{\nu=1}^{k} n_\nu} \sum_{\nu=1}^{k} \left(\frac{\sum_{i=1}^{n_\nu} (Y_{\nu i} - Y_\nu)^2}{n_\nu - 1} \right) n_\nu}, \qquad (1)$$

где n_ν – количество узловых точек в ν-группе многократных измерений; k – количество групп с многократными измерениями; $Y_{\nu i}$ – значение зависимой величины в узловой i-точке, принадлежащей ν-группе; Y_ν – среднее значение зависимой величины в узловых точках ν-группы. Полученное значение $\sigma_э$ характеризует рассеяние однократного измерения и, согласно принятым допускам по гомоскедастичности, распространяется на все узловые i-точки.

Отметим два случая. Экспериментальная погрешность $\sigma_э$ соизмерима с погрешностью средств измерений $\sigma_п$ ($\sigma_э \approx \sigma_п$). Это означает, что влияние на измерение каких-либо случайных незначимых факторов эксперимента отсутствует. Возможно, что экспериментальная погрешность $\sigma_э$ существенно больше погрешности средств измерений $\sigma_п$ ($\sigma_э >> \sigma_п$). Тогда очевидно, что случайные незначимые факторы эксперимента оказывают влияние на результаты измерений.

Оценим погрешность экспериментальных измерений с учетом их многократности. Узловые точки, содержащиеся в каждой ν-группе, усредним. Таким образом получим q узловых точек с координатами $X_{j\nu c}$ и $Y_{\nu c}$:

$$X_{j\nu c} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{j\nu}} X_{j\nu i}}{n_{j\nu}}, \quad Y_{\nu c} = \frac{\sum_{i=1}^{n_\nu} Y_{\nu i}}{n_\nu}.$$

Известно, что для выборок, извлеченных с возвращением из нормально распределенной генеральной совокупности, распределение средних значений также является нормальным. С учетом этого определим среднеквадратичное отклонение зависимой величины в ν-узловой точке усреднением по их совокупности следующим образом:

$$\sigma_{\text{с}} = \sqrt{\frac{1}{q}\sum_{\nu=1}^{\nu=q}\frac{\sigma_{\text{э}}{}^{2}}{n_{\nu}}}\ . \tag{2}$$

Оценка адекватности регрессии. Достоверность построенных моделей регрессии проверяется по критерию их адекватности случайному среднеквадратичному отклонению зависимой величины, зафиксированной в узловых точках. Для этого рассчитывается интервал допустимых значений адекватного коэффициента детерминации R^2 моделей. В этом интервале они отделяют в зависимой величине с принятой вероятностью P закономерную компоненту от случайной. Нижнее $R^2_{\text{н}}$ и верхнее $R^2_{\text{в}}$ значения адекватного коэффициента детерминации определяются по следующим формулам:

$$R^2_{\text{н}} = 1 - \frac{f\cdot\sigma^2}{\chi^2_{\alpha_1, f}\cdot D_y} \ \text{ и } \ R^2_{\text{в}} = 1 - \frac{f\cdot\sigma^2}{\chi^2_{\alpha_2, f}\cdot D_y}\ , \tag{3}$$

где обозначено: σ – среднеквадратическое случайное отклонение зависимой величины в узловых точках; $f = \sum_{\nu=1}^{\nu=k}(n_\nu - 1)$ – число степеней свободы в расчете экспериментального среднеквадратического отклонения $\sigma_{\text{э}}$; $\chi^2_{\alpha 1, f}$ и $\chi^2_{\alpha 2, f}$ – процентные точки распределения Пирсона на соответствующих уровнях значимости α_1 и α_2 ($\alpha_1 = {(1+\text{P})}/{2}$, $\alpha_2 = {(1-\text{P})}/{2}$); D_y – дисперсия зависимой величины Y в узловых точках. В расчетах (3), проводимым по n узловым точкам с однократными измерениями или по q усредненным узловым точкам многократных измерений, применяются, соответственно, равенства $\sigma=\sigma_{\text{э}}$, $D_y = D_{yn}$ или $\sigma=\sigma_{\text{с}}$, $D_y = D_{yq}$. В обеих оценках дисперсия закономерной компоненты зависимой величины одинакова. Выразим данное положение следующим равенством:

$$D_{yn} - \sigma^2_{\text{э}} = D_{yq} - \sigma^2_{\text{с}}\,.$$

Преобразуем его в соотношение

$$\frac{D_{yq}}{D_{yn}} = \frac{1 - \dfrac{\sigma^2_{\text{э}}}{D_{yn}}}{1 - \dfrac{\sigma^2_{\text{с}}}{D_{yq}}}\,. \tag{4}$$

После усреднения многократных измерений дисперсия значений зависимой величины, заданных в узловых точках, уменьшается, т. е $D_{yq} < D_{yn}$. С учетом этого, а также при условиях $\sigma^2_{\text{э}} < D_{yn}$ и $\sigma^2_{\text{с}} < D_{yq}$ из (4) получим неравенство

$$\frac{\sigma^2_{\text{с}}}{D_{yq}} < \frac{\sigma^2_{\text{э}}}{D_{yn}}\ ,$$

означающее, что при учете эффекта многократности измерений зависимой величины в формулах (3) значения адекватного коэффициента детерминации $R^2_{\text{н}}$ и $R^2_{\text{в}}$ увеличиваются.

После построения и оптимизации регрессионной модели она подвергается испытаниям на достоверность. Адекватной признается модель, коэффициент детерминации которой R^2 удовлетворяет неравенству $R^2_{\text{н}} \le R^2 \le R^2_{\text{в}}$. Если этому неравенству удовлетворяют несколько моделей, то выбирается как наиболее достоверная та из них, коэффициент детерминации которой ближе к середине интервала адекватности. Возможно, что коэффициент детерминации модели окажется меньше нижнего значения интервала адекватности ($R^2 < R^2_{\text{н}}$). Это означает, что отображение искомой закономерности зависимой величины в модели недостаточное, и ее следует дополнить с учетом влияния на закономерность ранее упущенных факторов. Если коэффициент детерминации оказался больше верхнего значения интервала адекватности ($R^2 > R^2_{\text{в}}$), то модель содержит избыточную детальную структуру, которая отображает лишь частную реализацию случайных отклонений зависимой величины в данном эксперименте. В повторном эксперименте случайные отклонения зависимой величины в узловых точках перераспределятся с другой реализацией, и соответственно изменится избыточная модель уравнения регрессии. Это мешает выявлению искомой закономерности. Следовательно, модель следует упростить, исключив функцию отображения частной реализации случайных факторов.

Результат моделирования регрессионной закономерности представляют ее уравнением $Y_{\text{р}}(X_j)$, ограниченным доверительными интервалами. При наличии лишь однократных измерений в узловых точках по значениям в них зависимой величины и уравнению рассчитывается среднеквадратичное отклонение регрессии $\sigma_{\text{эр}}$:

$$\sigma_{\text{эр}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(Y_i - Y_{\text{р}})^2}{n-m-1}}\ ,$$

где m – количество коэффициентов в ее уравнении. Результат регрессии с доверительной вероятностью 0,68 представляют в виде $Y_р(X_j) \pm \sigma_{эр}$. При учете эффекта многократности измерений и соответствующем усреднении узловых точек рассчитывается уменьшенное ее среднеквадратичное отклонение $\sigma_{ср}$:

$$\sigma_{ср} = \sqrt{\frac{\sum_{\nu=1}^{q}(Y_\nu - Y_р)^2}{q - m - 1}}\ .$$

Регрессия с учетом погрешности представляется также с доверительной вероятностью 0,68 соотношением $Y_р(X_j) \pm \sigma_{ср}$.

Пример построения регрессии. В исследованиях запыленности воздуха в горной выработке проведена серия измерений поглощенной энергии электромагнитного излучения E, прошедшего через пробу воздушно-пылевой смеси с разным размером частиц d. Результаты совместных измерений величин E и d в виде узловых точек показаны на Рис. 1. Полагая, что поглощение электромагнитной энергии зависит от размера пылевых частиц, установим по данным экспериментальных измерений математический вид модели соответствующей регрессионной закономерности $E(d)$.

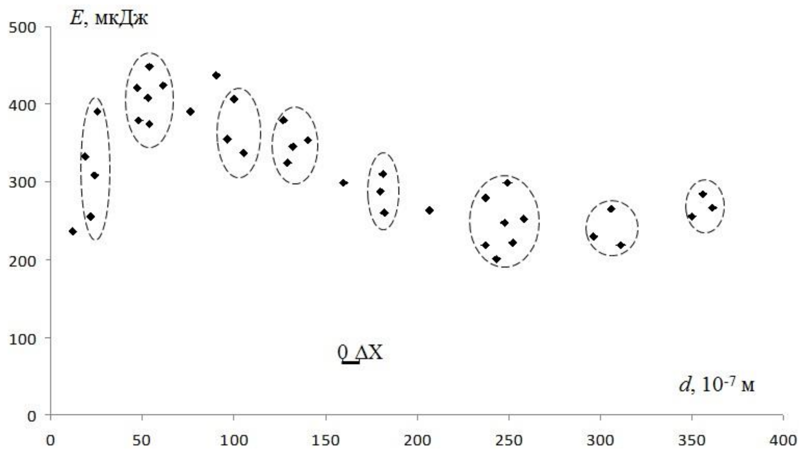

Рис. 1. *Распределение экспериментальных узловых точек с однократными и многократными (в пунктирном овале) измерениями величины E*

Погрешность измерения поглощенной энергии электромагнитного излучения, в связи с косвенным методом ее оценки, априори неизвестна. Однако на конечный результат измерений оказывают влияние случайные экспериментальные факторы, связанные с отклонениями состава воздушно-пылевой смеси и колебаниями ее плотности. Определим погрешность по данным эксперимента, принимая во внимание, что координаты узловых точек на оси аргумента d распределены неравномерно. Рассчитаем осевой интервал влияния узловой точки $\Delta X = 9{,}43 \cdot 10^{-7}$ м. С учетом его значения на Рис. 1 пунктирными овалами выделены группы узловых точек с многократными измерениями. Далее, по формуле (1) рассчитано экспериментальное среднеквадратичное отклонение $\sigma_э$=33,25 мкДж в единичном измерении величины E в каждой узловой точке. Данное отклонение $\sigma_э$ обозначено на Рис. 2 в виде их вертикальных ограничений.

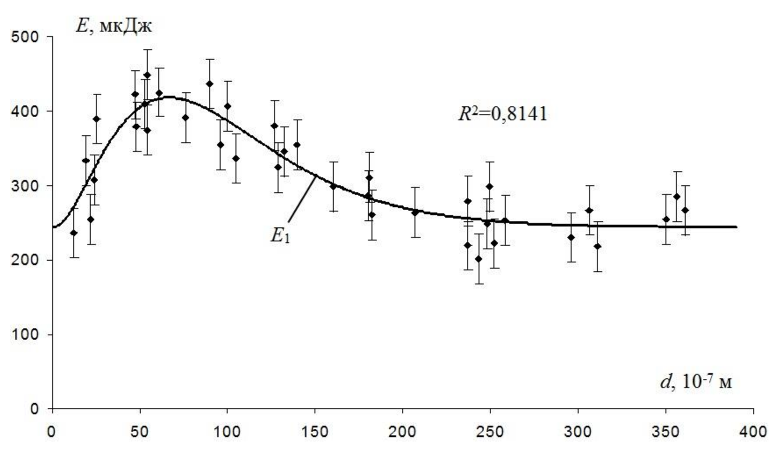

Рис. 2. *Случайные среднеквадратичные отклонения $\sigma_э$ величины E в узловых точках и график ее регрессии E_1*

С учетом отклонения $\sigma_э$ оценен по формуле (3) с вероятностью P=0,95 допустимый интервал адекватного коэффициента детерминации R^2 искомой регрессии в размере от 0,6321 до 0,8521. Соответствующая ее модель построена в виде нелинейного функционально-факторного уравнения, выражающего правостороннее асимметричное распределение. После оптимизации модели методами наименьших квадратов (МНК) и приближений параболической вершины (МППВ) получено ее выражение в следующем конкретном виде

$$E_1 = 0,22498\left(d \cdot 1,015135^{-d}\right)^{2,079701} + 243,82\,. \qquad (5)$$

График регрессии показан на Рис. 2. Коэффициент ее детерминации R^2=0,8141 и среднеквадратичное отклонение от узловых точек $\sigma_{эр}$=31,95 мкДж соответствуют заданному условию адекватности и погрешности $\sigma_э$ измерений энергии E. Это означает, что модель E_1, отсекая или дополняя с вероятностью 0,95 случайные отклонения в значениях энергии E, заданных в узловых точках с однократным измерением, выявляет в них, а также в интервалах интерполяции закономерную составляющую (5) поглощенной энергии электромагнитного излучения с коэффициентом детерминации 0,8141. Доверительный интервал модели с вероятностью 0,68 выражается соотношением $E_1(d) \pm 31,95$ мкДж.

Повысим достоверность регрессионной модели, используя эффект многократности измерений в узловых точках. После групповых усреднений их координат количество точек уменьшилось. Среднеквадратичное отклонение измеряемой энергии в точке, рассчитанное по формуле (2), составляет значение σ_c=24,64 мкДж. Расположение узловых точек после усреднения и интервалы их вертикальных отклонений σ_c показаны на Рис. 3. По формулам (3) оценен с вероятностью P=0,95 допустимый интервал адекватного коэффициента детерминации R^2 регрессии в размере от 0,7527 до 0,9318. Ее модель так же, как в предыдущем случае, представлена нелинейным функционально-факторным уравнением с правосторонней асимметрией. После оптимизации модели методами МНК и МППВ получено аналогичное уравнение

$$E_2 = 0,111491\left(d \cdot 1,014545^{-d}\right)^{2,271147} + 243,148 \qquad (6)$$

с коэффициентом детерминации R^2=0,9253, соответствующим условию его адекватности. График регрессии показан на Рис. 3. Ее среднеквадратичное отклонение от узловых точек снижено и составляет $\sigma_{ср}$=21,89 мкДж, что также соответствует упомянутому значению σ_c. Коэффициенты уравнения (6) мало отличаются от коэффициентов уравнения (5). Однако учет в модели E_2 эффекта многократности измерений энергии E в узловых точках позволил выявить закономерную составляющую поглощенной энергии электромагнитного излучения более достоверно с повышенным коэффициентом детерминации 0,9253. Теперь доверительный интервал модели с вероятностью 0,68 выражается уточненным соотношением $E_2(d) \pm 21,89$ мкДж.

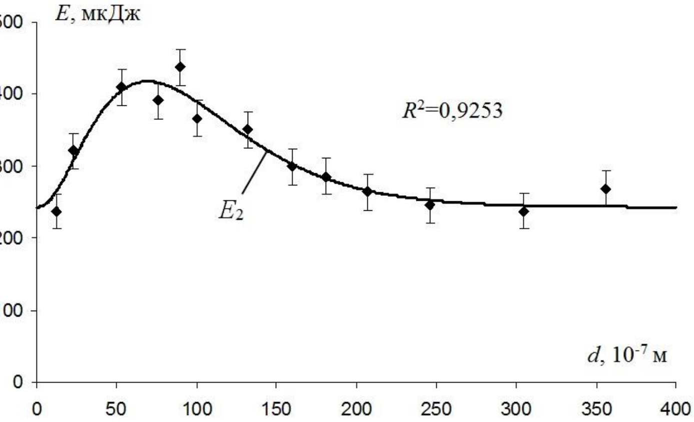

Рис. 3. *Случайные среднеквадратичные отклонения σ_c величины E в узловых точках, усредненных по многократным измерениям, и график ее регрессии E_2*

Заключение. Предложенные приемы выделения и учета многократных экспериментальных измерений, как показано на практическом примере, дают возможность оценить адекватность и повысить достоверность регрессионных моделей, отображающих закономерности в изменении зависимой величины. Практическое применение данной методики приведет к повышению эффективности регрессионного анализа в интерпретации количественных результатов экспериментальных исследований в разных областях научного знания.

Список литературы

1. **Антонов В. А.** О достоверности функционально-факторных уравнений регрессии с самоопределяющимися параметрами // Глубинное строение, геодинамика, тепловое поле Земли, интерпретация геофизических полей: шестые научные чтения памяти Ю. П. Булашевича: материалы конференции. Екатеринбург: ИГф УрО РАН, 2011. С. 17-20.
2. **Антонов В. А., Яковлев М. В.** Отображение горно-технологических закономерностей функционально-факторными уравнениями нелинейной регрессии // Проблемы недропользования: горный информационно-аналитический бюллетень. 2011. Отдельный выпуск. С. 571-588.

ASSESSMENT OF REGRESSION MODEL ADEQUACY BASED ON ERRORS IN EXPERIMENTAL MEASUREMENTS

Antonov Vladimir Aleksandrovich, Doctor in Technical Sciences
The Institute of Mining of Ural Branch of the Russian Academy of Sciences
Antonov@igduran.ru

The paper represents methodical techniques in the assessment of regression model adequacy, which describes the regularity of the change of a dependent variable taking into account its single and multiple dimensions separated conventionally on the basis of the proposed criterion. The realization of multiple measurements effect, as it is shown in the example, can improve the accuracy of the desired regularity detection.

Key words and phrases: experimental measurements; regularity; random deviations; regression; model; determination coefficient.

УДК 069.01
Культурология

В статье рассмотрен ряд актуальных идей и понятий, связанных с задачей осмысления истории материальной культуры в контексте проблем выявления и сохранения вещественных памятников как культурного наследия. Проанализирована специфика «вещеведения» как одной из концептуальных моделей, представляющих попытку системного описания и изучения предметного мира культуры в отечественном междисциплинарном гуманитарном дискурсе. Результатом проведенного анализа является обоснование учебных курсов «История материальной культуры» и «Вещь в контексте культуры», их преемственности в рамках учебной программы подготовки бакалавров и магистров на кафедре музеологии и культурного наследия Санкт-Петербургского государственного университета культуры и искусств.

Ключевые слова и фразы: вещеведение; вещь; артефакт; памятник культуры; культурное наследие; материальная культура; музеология.

Балаш Александра Николаевна, к. культурологии
Санкт-Петербургский государственный университет культуры и искусств
alexandrabalash@gmail.com

ВЕЩЕВЕДЕНИЕ КАК МЕЖДИСЦИПЛИНАРНАЯ ПРОБЛЕМА МУЗЕОЛОГИЧЕСКОГО ОБРАЗОВАНИЯ©

Дискуссия о вещеведении как области гуманитарного знания часто вызывает неоднозначную реакцию в профессиональной среде. Термину «вещеведение» трудно подобрать адекватное соответствие в международных гуманитарных исследованиях в рамках *cultural studies*. Его коннотация во многом обусловлена происхождением – отечественным гуманитарным дискурсом последней четверти XX века, где появление термина «вещеведение» оказалось связано с жизнестроительными идеями преодоления кризиса духовности, отчего сам термин обрел утопические черты.

Вопрос о вещеведении как об особом направлении гуманитарных исследований был поставлен М. Н. Эпштейном в рамках дискуссии, состоявшейся на страницах журнала «Декоративное искусство СССР» в 1984-86 годах по итогам выставки натюрморта и конференции «Вещь в искусстве» в ГМИИ им. А. С. Пушкина (1984 г.). В дальнейшем эта концепция была подробно раскрыта М. Н. Эпштейном в эссе «Вещь и слово. О лирическом музее» [10], а термин «вещеведение» вошел в составленный им «Проектный философский словарь» [11]. Окончательная редакция термина: «реалогия, вещеведение (от латинского “res” – вещь) – гуманитарная дисциплина, изучающая единичные вещи и их экзистенциальный смысл в соотношении с деятельностью и самосознанием человека» [Там же], определила его локальность, прикладной характер, вызвала недоверие к себе и препятствовала широкому внедрению в гуманитарных исследованиях, посвященных культурному наследию. При этом концепция М. Н. Эпштейна необычайно близко подводит к опыту экзистенциального восприятия единичной вещи в современном искусстве, в частности, в московском концептуализме [4].

Напротив, в отечественной археологии, по крайней мере в последнее десятилетие, «вещеведение» рассматривается как легитимная область научного знания, объектом которой является древний вещный мир, а задачами – «его всестороннее изучение, выявление закономерностей его развития и предсказание тех звеньев в эволюционной цепи, которые по разным причинам выпали или не попали в исследовательское поле зрения» [9, с. 11]. Основой подобного подхода сегодня, по мнению многих исследователей, является общая теория систем, которая «позволяет понимать вещь как нечто целое, находящееся в области взаимодействия разных наук» [Там же, с. 36]. Такое понимание вещи позволяет рассматривать ее как на уровне внешних –