

Берлин Ю. И.

**СТАТИСТИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ ТРУДОЁМКОСТИ ПРОЦЕССОВ
ДЕРЕВООБРАБАТЫВАЮЩЕГО ПРОИЗВОДСТВА**

Адрес статьи: www.gramota.net/materials/1/2009/3/7.html

Статья опубликована в авторской редакции и отражает точку зрения автора(ов) по рассматриваемому вопросу.

Источник

Альманах современной науки и образования

Тамбов: Грамота, 2009. № 3 (22). С. 20-27. ISSN 1993-5552.

Адрес журнала: www.gramota.net/editions/1.html

Содержание данного номера журнала: www.gramota.net/materials/1/2009/3/

© Издательство "Грамота"

Информация о возможности публикации статей в журнале размещена на Интернет сайте издательства: www.gramota.net

Вопросы, связанные с публикациями научных материалов, редакция просит направлять на адрес: almanac@gramota.net

Все это свидетельствует об отсутствии даже концептуального выделения комплексного направления государственного управления общественным или государственным сектором, в то время как такое управление признается оптимальным с установлением определенных норм и критериев его формирования. Подобное управление в мировой практике именуется «благим» [Материалы 2006], хотя в его определении и содержании остаются многочисленные противоречия.

Список литературы

- Астапов К. Л.** Управление государственной собственностью в Российской Федерации // Законодательство и экономика. – 2002. – № 12 (декабрь).
- Афанасьев М. Н.** Обновление государства: не обожествлять, а очеловечивать // Стратегия России. – 2004. – № 12. – С. 8.
- Балацкий Е.** Особенности российской модели управления государственным сектором // Проблемы теории и практики управления. – 2002. – № 2.
- Балацкий Е. В., Коньшев В. А.** Роль государственного сектора в национальной экономике: общемировые тенденции // Общество и экономика. – 2003. – № 7-8.
- Бурнов В. Г.** Экономическая теория развития общества: В 2-х томах / Под ред. В. Д. Смолина. – СПб., 2005. – Том 2: Экономическая модель государства. Новое решение проблем России. – С. 219.
- Доклад по корпоративному управлению государственными предприятиями в России** [Электронный ресурс] // Круглый стол России по корпоративному управлению 2-3 июня 2005 г. – Режим доступа: <http://www.oecd.org/dataoecd/9/13/35176211.pdf>
- Кушлин В.** Государственное регулирование экономики: назревшие решения // Экономист. – 2007. – № 11. – С. 3-12.
- Кучуков Р., Савка А.** Государственное регулирование: нацеленность на результаты // Экономист. – 2006. – № 9. – С. 3-11.
- Завельский М. Г.** Государственное регулирование рыночной экономики: системный подход в российских условиях. – М.: Наука, 2006. – 328 с.
- Определение основных понятий и терминов, используемых в области управления и государственно-административной деятельности:** Материалы Секретариата Экономического и социального Совета ООН. – Нью-Йорк, 2006. – 27–31 марта. – С. 4.
- Павлов К. П., Андреев И. Г.** Оценка эффективного осуществления государственного регулирования развития малого бизнеса // Национальные интересы: приоритеты и безопасность. – 2007. – № 6. – С. 26-31.
- Паршина М. В.** Административная реформа: план на три года с четкими задачами и проверкой сделанного // ЧиновникЪ. – 2005. – № 6.
- Ясин Е.** Что делать? Деформированная экономика // Ведомости. – 2003. – № 128 (928).
- Ясин Е., Понаморенко А., Косыгина А.** Нерыночный сектор в экономике России // Вопросы экономики. – 2002. – № 6. – С. 108-199.
- Ясин Е. Г.** Нерыночный сектор. Структурные реформы и экономический рост: Научное издание. – М.: ГУ ВШЭ, 2004. – С. 88.

СТАТИСТИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ ТРУДОЁМКОСТИ ПРОЦЕССОВ ДЕРЕВООБРАБАТЫВАЮЩЕГО ПРОИЗВОДСТВА

Берлин Ю. И.

Архангельский филиал Всероссийского заочного финансово-экономического института

Комплексная методика статистического анализа трудоёмкости операций деревообработки, включает:

- методику статистического наблюдения длительности операции деревообработки;
- методику первичной статистической обработки результатов каждого отдельного наблюдения (совокупности замеров) и совокупности наблюдений;
- методику моделирования взаимосвязи длительности операции деревообработки с нормообразующими факторами.

Данная методика была применена для изучения операций с брусковыми деталями при формировании поверхности определенной структуры. Операции с брусковыми деталями включают: подбор, поворот-разворот, подбор-раскладка, снятие. В качестве факторных признаков, влияющих на длительность операций с брусковыми деталями, выбраны объем и число деталей. Необходимая первичная информация о длительности выполнения трудовых операций с брусковыми деталями была получена в результате хронометражных наблюдений в период 2000-2007 гг. на деревообрабатывающих предприятиях г.Архангельска. Все предприятия оснащены типовым оборудованием; рассмотренные трудовые операции с брусковыми деталями являются типовыми для деревообрабатывающего производства.

Поскольку в процессе наблюдения невозможно произвольно изменять значения изучаемых факторов, а также априори предположить степень полинома, аппроксимирующего зависимость длительности выполнения операции от изучаемых факторов, сплошной индивидуальной хронометраж длительности всей трудовой операции с брусковыми деталями в целом был организован как «пассивный» полнофакторный эксперимент с принципом подбора существенно разных объектов - рабочих (по стажу работы, разряду, физиче-

скому состоянию и т.п.) с целью осреднения влияния факторов, зависящих от исполнителя. Для фиксирования длительности выполнения операции применялся двухстрелочный секундомер на 60 делений с минимальной ценой деления 0,2 сек.

При проведении наблюдения объем детали варьировался от $0,1 \cdot 10^{-3}$ до $21 \cdot 10^{-3} \text{ м}^3$, число брусков – от 1 до 9. Общий объем наблюдений за длительностью указанных операций с брусковыми деталями составил 316 наблюдений. Каждое наблюдение является средним арифметическим значением нескольких замеров длительности выполнения операции при одних и тех же значениях фактора.

Необходимое число замеров в одном наблюдении определено по результатам пробного наблюдения с числом замеров $n_{\Pi} = 20$ по формуле (при этом считаем, что систематическая погрешность секундомера мала по сравнению со случайной составляющей погрешности измерения):

$$n = \frac{[U(P)]^2 V^2}{\Delta_{\text{отн}}^2},$$

где $U(P)$ - квантиль стандартного нормального распределения порядка $\left(\frac{1+P}{2}\right)$;

P – доверительная вероятность;

$V^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (T_{i_n} - \bar{T}_{\Pi})^2}{n_{\Pi} - 1} \cdot \frac{1}{\bar{T}^2}$ – квадрат коэффициента вариации длительности выполнения операции, рассчитанный по результатам пробного наблюдения;

\bar{T}_{Π} - средняя длительность выполнения операции, рассчитанная по результатам пробного наблюдения;

$\Delta_{\text{отн}}$ - максимальная относительная ошибка наблюдения.

Для данного исследования принимали $P=0,95$; $U(0,95) = 1,96$; $\Delta_{\text{отн}} = 0,05$.

Первичная обработка результатов хронометражного наблюдения при фиксированных значениях нормообразующих факторов включает расчет среднего значения длительности операции для однородной совокупности замеров, а также оценку качества хронометражного ряда на основе показателя фактической точности наблюдения и коэффициента вариации длительности. Если коэффициент вариации $V \leq 0,40$, совокупность замеров можно считать однородной, в противном случае следует проверить наличие аномальных замеров (минимального и максимального) на основе **критерия эксцесса относительно центра распределения**, предложенного в [3] и подходящего для широкого класса распределений и диапазона числа замеров.

Относительная погрешность наблюдения – фактическая точность ($\Delta_{\%}$) с заданной вероятностью рассчитывается:

$$\Delta_{\%} = \frac{\Delta}{\bar{T}} 100,$$

где $\Delta = \Theta + U(p)\Delta_{\text{случ}}$ - абсолютная погрешность наблюдения;

$\Delta_{\text{случ}} = \frac{\sigma_T}{\sqrt{n}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (T_i - \bar{T})^2}{n(n-1)}}$ - случайная абсолютная погрешность результата измерения длительности;

σ_T - среднее квадратическое отклонение длительности, пересчитанное после исключения аномальных замеров;

n – число замеров, оставшихся после исключения выбросов;

$\Theta = K \cdot \Delta_{\text{сис}} = K \cdot \frac{D}{2}$ - граница неисключенной систематической погрешности секундомера (поскольку

класс точности секундомера не указан);

D – цена деления секундомера;

K – коэффициент, определяемый принятой доверительной вероятностью, по ГОСТ 8.207-76 ($K=1,1$ при доверительной вероятности $P=0,95$).

В случае если $\frac{\Theta}{\Delta_{\text{случ}}} < 0,8$, неисключенной систематической погрешностью по сравнению со случайной

пренебрегают и считают, что погрешности результата содержит только случайную составляющую.

Если фактическая точность наблюдения не превышает заданную (как правило, 5 %), то данное хронометражное наблюдение признается качественным и его результат используется в дальнейшем анализе при построении уравнения регрессии длительности.

Статистическая обработка совокупности наблюдений длительности выполнения операции включает определение характера распределения и проверку однородности объединенной совокупности наблюдений. Проверка согласия эмпирического закона распределения наблюдений длительности операции с нормальным осуществляется на основе нескольких критериев для сложной гипотезы исходя из численности совокупно-

сти наблюдений: W-критерия Шапиро-Уилка и Шапиро-Франсиа, критерия типа ω^2 -Мизеса, критериев, основанных на моментах распределения (критерии асимметрии и эксцесса).

При определении наличия аномальных наблюдений в объединённой совокупности наблюдений критерий обнаружения выбросов зависит от числа наблюдений, их закона распределения, предполагаемого числа выбросов. Первоначальную проверку наличия аномальных наблюдений проводится с помощью непараметрического критерия Walsh, а затем, в случае подтверждения нулевой гипотезы последующая проверка выполняется на основе параметрических критериев, в частности для нормального распределения с помощью критерия Титьена-Мура.

Параметрический корреляционный анализ взаимосвязи длительности операций с брусковыми деталями предполагает первоначальную проверку выполнения условий корреляционного анализа с использованием многомерных критериев асимметрии и эксцесса Мардиа, функции распределения Хенце-Цирклера для подтверждения гипотезы о согласии многомерного эмпирического закона распределения длительности и количественных нормообразующих факторов с нормальным. Проверка линейности парной взаимосвязи длительности операций с брусковыми деталями и количественных нормообразующих факторов проводится графическим методом. В случае нарушения классических предпосылок корреляционного анализа, а также качественных нормообразующих факторов, характеризующихся ранговыми переменными, для оценки тесноты взаимосвязи используются ранговые коэффициенты корреляции Кендалла.

При построении уравнения регрессии оценивается линейная по параметрам модель длительности операции с брусковыми деталями, для чего при необходимости проводится линеаризация исходной нелинейной модели.

Поскольку первичные данные о длительности операций были получены в результате пассивного эксперимента, для получения работоспособной модели уравнение регрессии строится отдельно на обучающей и экзаменационной выборках, а затем возможность объединения выборок в одну совокупность и оценки единой модели проверяется с помощью F-критерия теста Чоу [2]. Наиболее приемлемым способом определения вида исходного уравнения регрессии является проведение вычислительного эксперимента - перебора различных вариантов уравнений с последующей статистической оценкой их значимости и адекватности.

Для обоснованного применения МНК должны выполняться условия Гаусса-Маркова, в т.ч. условие независимости дисперсии ошибки от наблюдения (гомоскедастичность ошибки). В случае получения данных о длительности выполнения операции с помощью пассивного эксперимента, а также при объединении данных, полученных на различных предприятиях в разное время (как в данном исследовании), невозможно обеспечить выполнение условия гомоскедастичности. В этом случае применяется обобщенный метод наименьших квадратов (ОМНК).

Наличие гетероскедастичности остатков первоначально построенной МНК-модели проверяется с помощью F-статистики теста Голдфилда-Куандта, если предполагается зависимость дисперсии остатков от факторов, включенных в модель; с помощью χ^2 - статистики теста Бреуша-Пагана, если предполагается зависимость дисперсии ошибок от не включенных в модель факторов.

Тест Голдфилда-Куандта проводится для наблюдений, упорядоченных по убыванию фактора X_j . Статистика рассчитывается по формуле:

$$F = \frac{e^2_I / (n' - k - 1)}{e^2_{II} / (n' - k - 1)},$$

где e^2_I - сумма квадратов остатков по k факторам в отдельной регрессии для первых n' наблюдений; e^2_{II} - сумма квадратов остатков по k факторам в отдельной регрессии последних n' наблюдений.

Если полученное значение больше критического значения $F(\alpha; n' - k - 1)$ при заданном уровне значимости α и числе степеней свободы $(n' - k - 1)$, то признается наличие гетероскедастичности остатков модели по фактору X_j .

При проверке гетероскедастичности с помощью теста Бреуша - Пагана априорно предполагается, что дисперсии зависят от некоторых дополнительных переменных, число которых равно p :

$$\sigma_i^2 = f(\gamma_0 + z_i \gamma),$$

где $z_i = (z_{i1}, \dots, z_{ip})$ - вектор (наблюдаемых) независимых переменных, $i = 1, \dots, n$;

$\gamma_0, \gamma_i = (\gamma_1, \dots, \gamma_p)$ - неизвестные параметры.

Сначала рассчитывают обычную регрессию и оценивают дисперсию остатков: $\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum e_i^2}{n}$. После этого вычисляют объясненную сумму квадратов $RSS = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2$ для новой регрессии $\frac{e_i^2}{\hat{\sigma}^2} = f(\gamma_0 + z_i \gamma + v_i)$. Статистика Бреуша-Пагана составляет половину суммы квадратов $\chi^2(p) = \frac{RSS}{2}$. Если полученное значение

больше критического при заданном уровне значимости и p степенях свободы, то признается, что остатки гетероскедастичны.

В ОМНК оценивается регрессия вида:

$$\Omega Y = \Omega X \beta + \Omega \varepsilon,$$

где Ω - ковариационная матрица ошибок модели (диагональная, но имеет разные элементы на главной диагонали).

Вектор оценок коэффициентов регрессии b в ОМНК вычисляется по формуле:

$$b = (X^T \Omega^{-1} X)^{-1} X^T \Omega^{-1} Y.$$

Матрица Ω априори не известна, но она оценивается на основе мультипликативной гетероскедастичности, при которой считается, что дисперсия ошибок экспоненциально зависит от некоторых переменных

$$\sigma_i^2 = \exp(\gamma_0 + z_i \gamma),$$

где σ_i^2 - ошибки при конкретном i -ом значении фактора, $i = 1, \dots, n$;

$z_i = (z_{i1}, \dots, z_{ip})$ - вектор (наблюдаемых) независимых переменных;

$\gamma_0, \gamma_i = (\gamma_1, \dots, \gamma_p)$ - неизвестные параметры.

Наиболее значимые параметры мультипликативной гетероскедастичности, γ_i , также определяются методом перебора различных вариантов уравнений регрессии.

Для выбора одной из конкурирующих моделей используются информационные критерии Акаике, AIC, и байесовский информационный критерий (критерий Шварца), BIC [5]:

$$AIC = \ln \left(2\pi \frac{\sum e^2}{n} \right) + \frac{2(k+1)}{n},$$

$$BIC = \ln \left(2\pi \frac{\sum e^2}{n} \right) + \frac{\ln(n)(k+1)}{n}.$$

Регрессия тем лучше, чем ниже показатель AIC (BIC).

Общее качество полученного уравнения регрессии проверяется с использованием F-критерия Фишера для проверки адекватности, коэффициента множественной корреляции для проверки информативности, коэффициентов парной корреляции для проверки устойчивости и структуры модели, максимальной и средней ошибок аппроксимации для проверки описывающих свойств модели, дельта-коэффициентов для проверки структуры связей.

Для оценки точности полученного уравнения регрессии рассчитывают среднюю относительную модельную ошибку \bar{e} , пороговые значения которой для многофакторных регрессий приведены в [4]:

$$\bar{e} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{|y_i - \hat{y}_i|}{y_i} 100\%.$$

Для более точной оценки влияния факторных признаков используют стандартизованные коэффициенты регрессии, показывающие, на какую часть величины среднего квадратического отклонения меняется среднее значение длительности выполнения операции с изменением соответствующего факторного признака на одно среднеквадратическое отклонение, при фиксированном на постоянном уровне значении остальных факторных признаков:

$$\beta_j = b_j \frac{S_j}{S_T},$$

где b_j - оценка коэффициента регрессии при j -ом факторном признаке;

S_j - оценка среднеквадратического отклонения j -ого факторного признака;

S_T - оценка среднеквадратического отклонения длительности выполнения операции.

Влияние системы факторов на длительность выполнения операции не сводится к арифметической сумме влияний каждого фактора в отдельности: возникает также и общий системный эффект связей между факторами, который может быть оценен [6]:

$$\eta_s = R^2 - \sum_{j=1}^k \beta_j^2,$$

где R^2 - коэффициент множественной детерминации;

β_j - стандартизованный коэффициент регрессии;

k - число факторных признаков.

Для интерпретации нелинейных связей используют частные коэффициенты эластичности, который характеризует относительное изменение длительности выполнения операции при изменении факторного признака на 1%:

$$\Theta = b_j \frac{\bar{x}_j}{\bar{T}},$$

где b_j – оценка коэффициента регрессии при j -ом факторном признаке;

\bar{x}_j – среднее значение j -ого факторного признака;

\bar{T} – среднее значение длительности выполнения операции.

Доля вклада каждого фактора в суммарное влияние факторов оценивается с помощью дельта-коэффициента:

$$\Delta_j = \frac{r_j \beta_j}{R^2}, \quad \sum_j \Delta_j = 1,$$

где R^2 – коэффициент множественной детерминации;

r_j – коэффициент парной корреляции между j -ым фактором и длительностью выполнения операции;

β_j – стандартизованный коэффициент регрессии.

В данном исследовании для определения необходимого числа замеров в одном наблюдении и для статистической обработки результатов наблюдений использована специализированная программа статистического анализа AtteStat (автор И. Гайдышев <http://attestatsoft.com/>); для вычисления параметров уравнения регрессии использована программа MATRIXER (версия 5.1 Beta, автор А. А. Цыплаков, <http://www.nsu.ru/ef/tsy/esmr/mtx/>), в которой проверяются все свойства остатков модели, в т.ч. гомоскедастичность, а также реализуется алгоритм ОМНК на основе мультипликативной гетероскедастичности.

Результаты корреляционного анализа длительности выполнения операций с брусковыми деталями в данном исследовании приведены в Таблице 1.

Таблица 1.

Результаты корреляционного анализа длительности выполнения операций с брусковыми деталями (Т) и факторов числа брусков (N) и объема брусков (V)

Операция с брусковыми деталями	Коэффициенты корреляции переменных			
	N-T		V-T	
	Парный	Частный	Парный	Частный
Подбор	0,51	0,95	0,72	0,97
Поворот-разворот	0,65	0,95	0,55	0,94
Подбор-раскладка	0,64	0,94	0,55	0,93
Снятие	0,57	0,92	0,59	0,92

Все рассчитанные коэффициенты корреляции значимы на уровне значимости $\alpha=0,05$. Результаты корреляционного анализа говорят о том, что, кроме операции подбора, между длительностью операции и количеством брусков, а также между длительностью операции и объемом брусков связь умеренная (для операции подбора связь между длительностью операции и объемом брусков тесная). Влияние другого фактора на каждую пару признаков снижает тесноту чистой взаимосвязи между ними.

Построение и анализ уравнения регрессии для каждой операции с брусковыми деталями проводилось в соответствии разработанной методикой. Для каждой операции оценивалась приведенная к линейному виду полулогарифмическая зависимость:

$$\ln(T) = b_0 + \sum_{j=1}^2 b_j x_j + \varepsilon.$$

В результате вычислительного эксперимента для всех операций получено уравнение вида:

$$\hat{T} = \exp(b_0 + b_1 \sqrt{V} + b_2 \sqrt{N}).$$

Для операций подбора, подбора-разворота, подбора-раскладки уравнение зависимости длительности выполнения от данных факторов может быть уточнено за счет добавления произведения факторов:

$$\hat{T} = \exp(b_0 + b_1 \sqrt{V} + b_2 \sqrt{N} + b_3 \sqrt{VN}),$$

где T – длительность выполнения операции;

V – объем бруска;

N – число брусков.

Коэффициенты регрессии и показатели точности уравнений для всех операций приведены в Таблицах 2 и 3.

Для операции подбора брусков введение в уравнение произведения факторов снижает среднюю относительную ошибку на 2,4 п.п. Соотношение фактической и расчетной длительности для уточненного уравнения регрессии длительности подбора брусковых деталей показано на Рисунке 1.

Таблица 2.

Коэффициенты регрессии и показатели точности уравнений регрессии вида $\hat{T} = \exp(b_0 + b_1\sqrt{V} + b_2\sqrt{N})$

Операция	Средняя относительная ошибка уравнения, %	Свободный член b_0		Фактор			
				Объем бруска, $1 \cdot 10^{-3} \text{ м}^3$		Число брусков, ед.	
		Коэффициент	Стандартная ошибка	Коэффициент регрессии b_1 при \sqrt{V}	Стандартная ошибка коэффициента	Коэффициент регрессии b_2 при \sqrt{N}	Стандартная ошибка коэффициента
Подбор	6,7	-	-	0,38	0,01	0,57	0,01
Поворот-разворот	5,8	-0,84	0,04	0,30	$4,74 \cdot 10^{-3}$	0,68	0,01
Побор-раскладка	4,2	-0,62	0,02	0,31	$4,52 \cdot 10^{-3}$	0,65	0,01
Снятие	4,9	-0,85	0,03	0,38	$5,44 \cdot 10^{-3}$	0,74	0,01

Таблица 3.

Коэффициенты регрессии и показатели точности уравнений регрессии вида

$$\hat{T} = \exp(b_0 + b_1\sqrt{V} + b_2\sqrt{N} + b_3VN)$$

Операция	Средняя относительная ошибка уравнения, %	Свободный член b_0		Фактор					
				Объем бруска, $1 \cdot 10^{-3} \text{ м}^3$		Число брусков, ед.		VN	
		Коэффициент	Стандартная ошибка	Коэффициент регрессии b_1 при \sqrt{V}	Стандартная ошибка коэффициента	Коэффициент регрессии b_2 при \sqrt{N}	Стандартная ошибка коэффициента	Коэффициент регрессии b_3	Стандартная ошибка коэффициента
Подбор	4,3	-0,31	0,05	0,44	0,01	0,69	0,01	$-2,83 \cdot 10^{-3}$	$3,98 \cdot 10^{-4}$
Поворот-разворот	4,9	-1,04	0,05	0,36	0,01	0,74	0,02	$-1,99 \cdot 10^{-3}$	$3,83 \cdot 10^{-4}$
Побор-раскладка	3,6	-0,71	0,04	0,33	$9,82 \cdot 10^{-3}$	0,68	0,01	$-1,34 \cdot 10^{-3}$	$3,87 \cdot 10^{-4}$

Все коэффициенты регрессии и уравнения в целом в Таблицах 2 и 3 значимы на уровне значимости 0,05; скорректированные коэффициенты детерминации для всех уравнений $R_{adj}^2 \geq 98\%$. Т.е. вариация длительности выполнения каждой операции практически полностью зависит от введенных в модель факторов. Все уравнения являются адекватными (выполняются все 4 свойства остатков), имеют высокую точность (средняя относительная ошибка менее 10,0 %), хорошие предсказывающие свойства и могут быть использованы для оценки длительности операции с брусковыми деталями при заданных параметрах брусков.

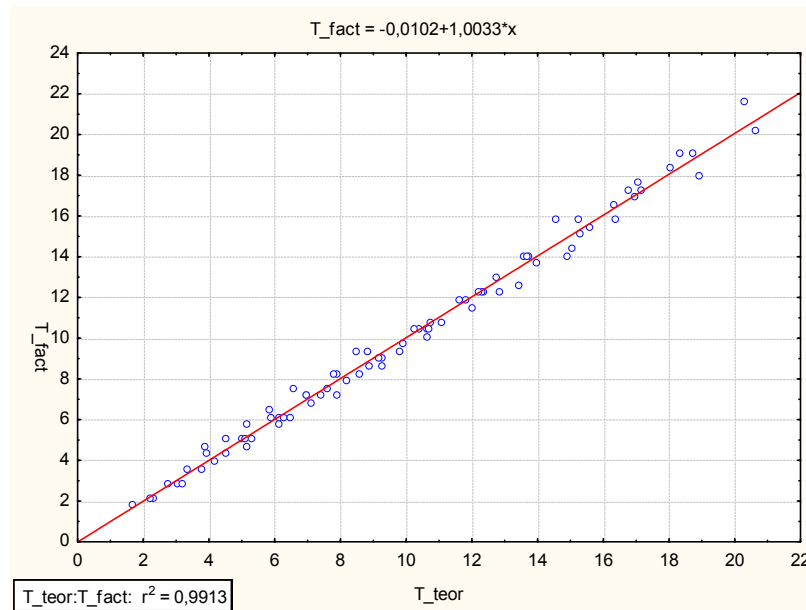


Рисунок 1. Соотношение фактической и расчетной длительности подбора брусковых деталей для уравнения

$$\hat{T} = \exp(-0,31 + 0,44\sqrt{V} + 0,69\sqrt{N} - 2,83 \cdot 10^{-3}VN)$$

Аналитические коэффициенты регрессии для уравнения $\ln(T) = 0,38\sqrt{V} + 0,57\sqrt{N}$ операции длительности подбора брусков приведены в Таблице 4.

Таблица 4.

Аналитические коэффициенты уравнения регрессии $\ln(T) = 0,38\sqrt{V} + 0,57\sqrt{N}$

Переменная	Стандартизованный коэффициент регрессии, β_j	Частный коэффициент эластичности, ε_j	Дельта-коэффициент, Δ_j
\sqrt{V}	0,87	0,47	0,663
\sqrt{N}	0,61	0,55	0,337

Результаты говорят о том, что при увеличении \sqrt{V} на 1 СКО при неизменном значении объема среднее значение логарифма длительности подбора увеличится на 0,9 своего СКО. При увеличении \sqrt{N} на 1 СКО при неизменном значении объема среднее значение логарифма длительности подбора увеличится на 0,6 своего СКО. При изменении \sqrt{V} на 1 % от среднего значения логарифм длительности подбора в среднем изменится на 0,5 % относительно своего среднего значения; при изменении \sqrt{N} на 1 % логарифм длительности подбора в среднем изменится на 0,6 %. 66,3 % общего изменения логарифма длительности вызывает изменение \sqrt{V} , 33,7% - изменение \sqrt{N} .

Показатель системного эффекта, измеряющий степень согласованности влияния факторов на длительность подбора брусковых деталей, $\eta_s = 0,983 - 1,129 = -0,146$ (-14,6 %). В данном случае имеется «отрицательный» системный эффект, когда влияние каждого фактора более сильное, чем влияние всего комплекса факторов, что объясняется отрицательной корреляцией между объемом и числом брусков (частный коэффициент корреляции -0,93). Отрицательное значение η_s говорит о несогласованном влиянии объема и числа брусков на длительность подбора.

Анализ остальных уравнений для операций с брусковыми деталями приводит к аналогичным выводам.

Список литературы

1. Гайдышев И. П. Решение научных и инженерных задач средствами Excel, VBA и C/C++. – СПб.: БХВ-Петербург, 2004. - 512 с.
2. Доугерти К. Введение в эконометрику / Пер. с англ. – М.: ИНФРА-М, 1997. – XIV. - 402 с.
3. Новицкий П. В., Зограф И. А. Оценка погрешностей результатов измерений. – 2-е изд., перераб. и доп. – Л.: Энергоатомиздат. Ленингр. отд-ние, 1991. – 304 с.
4. Сошникова Л. А., Тамашевич В. Н., Уебе Г., Шефер М. Многомерный статистический анализ в экономике: Учеб. пособие для вузов / Под ред. проф. В. Н. Тамашевича. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 1999. – 598 с.

5. Суслов В. И., Ибрагимов Н. М., Талышева Л. П., Цыплаков А. А. Эконометрия. - Новосибирск: Издательство СО РАН, 2005. – 744 с.
6. Юзбашев М. М., Михайлова Т. М. Системный эффект в экономике и в жизни // Вопросы статистики. - 2007. - № 11. - С. 71-73.

ОСОБЕННОСТИ ОТРАСЛЕВОЙ СТРУКТУРЫ РОССИЙСКОГО РЫНКА ТРУДА

Бикчантаева А. И.

Казанский государственный технический университет

Процесс глобальных трансформаций отраслевого и институционального устройства общественного производства отразился в коренных изменениях структуры отечественного рынка труда. Если на протяжении первого периода реформ он сопровождался увеличением безработицы и ухудшением уровня жизни населения, то с 1999 г. в его развитии наметились устойчивые положительные тенденции, к числу которых можно отнести оживление экономической активности основных субъектов хозяйствования и постепенное построение принципиально иного структурного каркаса занятости. Произошло значительное сокращение уровня безработицы и постепенная адаптация состава наличествующих трудовых ресурсов к потребностям модифицированного народнохозяйственного устройства. Данные процессы сопровождались постепенным восстановлением значений показателей производительности труда, в том числе и в обрабатывающих отраслях промышленности, где за период с 1999 по 2004 год прирост выпуска на 1% сопровождался увеличением занятости на 0,13%.¹

Производственные формирования, образовавшие основу социалистической системы хозяйствования, не только не восстановили своей дореформенной трудовой численности, но и продолжали нести серьезные потери. Так в период с 1999 по 2005 гг. суммарное сокращение занятости в данных секторах общественного производства составило порядка 3 млн. человек.² И хотя подобная тенденция вполне соответствовала изменениям, осуществляемым в рамках политики структурной перестройки, она не могла не вызывать серьезных опасений, поскольку свидетельствовала о потере не только формировавшегося годами научно-технического потенциала, но и квалифицированных рабочих кадров.

Не принесли существенных результатов предпринимаемые государством попытки поддержки системы образования и здравоохранения, формирующей основу развития любого социально-экономического организма. Повышение заработной платы работникам данных сфер деятельности, увеличение затрат на приобретение специализированного оборудования и прочие бюджетные ассигнования не являлись необходимым и достаточным условием привлечения новых квалифицированных специалистов и сохранения накопленного трудового потенциала. Как отмечает В. Мау³, рост финансирования данных сегментов экономики без структурных реформ чреват отрицательными результатами. Одновременно необходимо активизировать усилия по трансформации социальной сферы, особенно в вопросах реформирования бюджетных организаций. Однако, несмотря на значительное отставание среднемесячной заработной платы в сферах образования и здравоохранения от средней в промышленности (53 и 59 % соответственно), численность занятых в данных отраслях оставалась относительно высокой на протяжении всего периода реформ. Во многом это объясняется гораздо меньшей степенью текучести кадров в данном секторе народного хозяйства по сравнению с предприятиями внебюджетной сферы, то есть здесь зависимость между величиной заработной платы и количеством предлагаемого труда не является столь однозначной.

В целом изменения в структуре российской занятости, происходящие на протяжении всего периода ее реформирования, вполне соответствовали динамике, присущей странам бывшего социалистического лагеря (см. Таблицу 1). Из данных приведенной таблицы видно, что максимальный рост занятости в годы экономических трансформаций произошел в торговле, где численность занятых к концу 2004 года возросла по сравнению с 1990 годом более чем на 120%, а также в сфере социальных услуг, где общий прирост по отношению к дореформенному уровню составил порядка 18%. К 2005 году в данных народнохозяйственных сегментах было сконцентрировано около 60% трудового потенциала страны. Во многом подобный перекоп обуславливался не столько абсолютным увеличением численности трудовых ресурсов обслуживающего сектора экономики (примерно на 3 млн. чел.), сколько катастрофическим сокращением занятости в сфере реального производства (свыше 10 млн. чел.).

¹ Российская промышленность на перепутье: что мешает нашим фирмам стать конкурентоспособными: Доклад ГУ-ВШЭ // Вопросы экономики. - 2007. - № 3. - С. 25.

² Гимпельсон В., Капелюшников Р. Нестандартная занятость и российский рынок труда // Вопросы экономики. - 2006. - № 1. - С. 132.

³ Мау В. Экономическая политика в 2005 году: определение приоритетов // Вопросы экономики. - 2006. - № 2. - С. 4-27.