

ББК 65.9 (2Р) 24
С 744
УДК 338 (470)

Под редакцией профессора *В. А. Гуртова*

С 744 **Спрос и предложение на рынке труда и рынке образовательных услуг в регионах России:** Сб. докладов по материалам Седьмой Всероссийской научно-практической Интернет-конференции (13–14 октября 2010 г.). Кн. I. – Петрозаводск: Изд-во ПетрГУ, 2010. – 375 с.

ISBN 978-5-8021-1183-3

Рассматриваются проблемы рынка труда и рынка образовательных услуг в регионах России. Проводятся анализ рынка труда, прогнозирование развития системы образования и работы центров занятости населения.

ББК 65.9 (2Р) 24
УДК 338 (470)

ISBN 978-5-8021-1183-3

© Петрозаводский государственный университет, оригинал-макет, 2010

ют реализовать образовательные услуги разным категориям населения в соответствии с их потребностями, повысить профессиональную мобильность выпускников на рынке труда, расширить образовательное пространство учебного заведения, а также решить вопросы внедрения принципиально новых технологий обучения, видов подготовки кадров, что соответствует современной деловой стратегии предприятий и организаций.

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ДИНАМИКИ ЧИСЛЕННОСТИ ОФИЦИАЛЬНО ЗАРЕГИСТРИРОВАННЫХ БЕЗРАБОТНЫХ ГРАЖДАН РФ

Е. А. Питухин, В. А. Голубенко

*Центр бюджетного мониторинга
ГОУ ВПО «Петрозаводский государственный университет»,
г. Петрозаводск*

Eugene@psu.karelia.ru; golubenko@psu.karelia.ru

Анализ динамики численности официально зарегистрированных безработных граждан (ОЗБ) Российской Федерации, а также математическое моделирование динамики численности безработных являются важными задачами, поскольку безработица имеет очень серьезные экономические последствия, в связи с чем это явление требует глубокого изучения. Исследования последствий безработицы на национальном уровне показывают, что она уменьшает объем производства валового внутреннего продукта (ВВП). Эти два, тесно взаимосвязанных, явления нашли свое выражение в «законе Оукена», который гласит, что если «фактический уровень безработицы превышает естественный уровень на один процент, то отставание объема ВВП составляет 2,5 %». В экономической теории уровень безработицы считается «нормальным», когда достигнута определенная сбалансированность спроса и предложения труда, т. е. вакантных рабочих мест примерно столько же, сколько людей, ищущих работу (этот постулат допускает качественное несоответствие рабочих мест и работников). Несмотря на наличие хорошей статистической базы, качественный анализ этой

проблемы не был проведен до конца, в чем и состоит актуальность данной статьи.

Целью статьи является создание математической модели, описывающей динамику численности официально зарегистрированных безработных граждан РФ в зависимости от значимых факторов, что позволит понять сущность безработицы и природу процессов, формирующих ее.

В данной статье, говоря о безработице, будет подразумеваться официально зарегистрированная безработица. Апробированным методом для этого является анализ временных рядов [3].

В ходе эконометрического анализа обычно выделяют следующие четыре типа факторов [4], под воздействием которых формируются значения временного ряда, описывающие динамику исследуемого процесса. Среди них:

1) долговременной фактор, формирующий общую (в длительной перспективе) тенденцию в изменениях анализируемых характеристик объекта, который описывается функцией тренда. Как правило, это монотонная функция;

2) сезонный фактор, формирующий периодически повторяющиеся в определенное время года колебания анализируемого признака, который описывается при помощи тригонометрических функций;

3) циклический (конъюнктурный) фактор, формирующий изменения анализируемого признака, обусловленные действием долговременных циклов экономической, демографической или астрофизической природы (волны Кондратьева, демографические «ямы» и т. п.);

4) случайный фактор, формирующий характеристики объекта, не поддающиеся учету и регистрации.

В дальнейшем эти факторы будут проанализированы применительно к динамике численности официально зарегистрированных безработных граждан Российской Федерации в период с августа 2001 по декабрь 2008 г. включительно (рис. 1).

Для выявления долговременных и циклических факторов, оказывающих влияние на динамику численности ОЗБ РФ, воспользуемся методом аппроксимации синусоидой (рис. 2).



Рис. 1. Динамика численности официально зарегистрированных безработных РФ на период с августа 2001 по декабрь 2008 г.

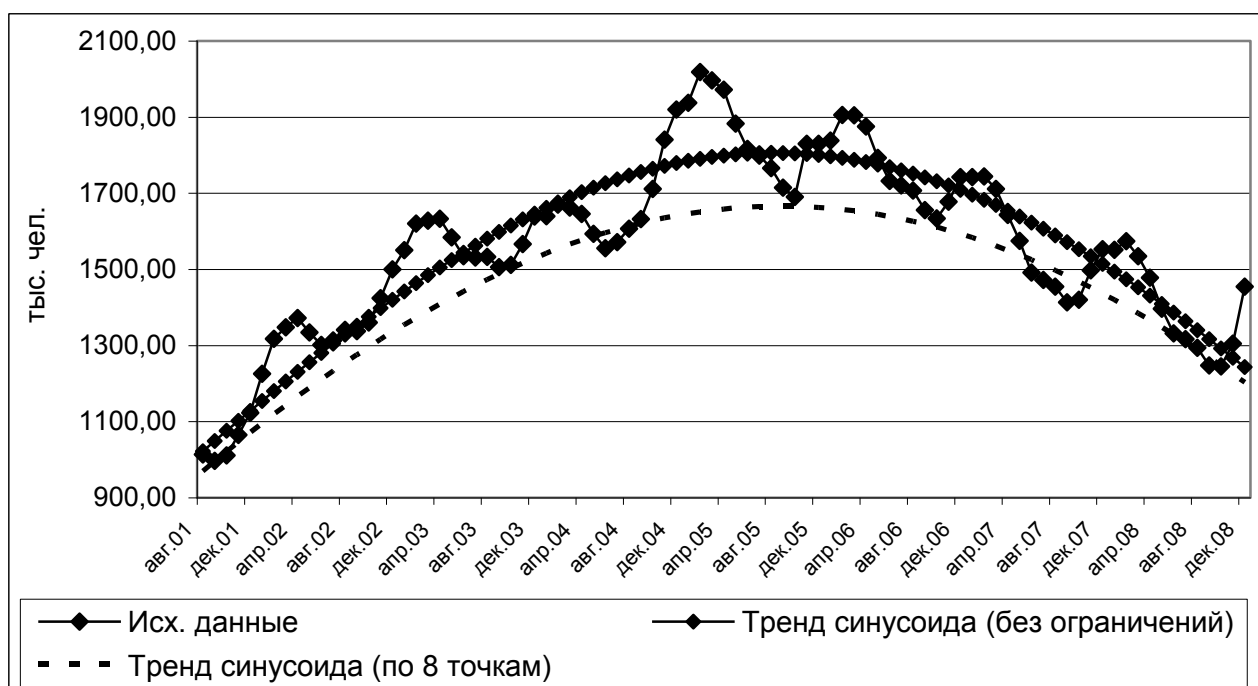


Рис. 2. Динамика численности безработных РФ и графики циклических факторов

а) Проводя синусоиду по восьми ежегодным локальным минимумам значений численности ОЗБ РФ и находя оптимальные значения

параметров по методу наименьших квадратов, получим следующее уравнение:

$$y_s(t) = A \sin(\omega t + d) + s, \text{ где } A = 1392,3 \text{ [тыс. чел.]};$$

$$\omega = 0,0214 \Rightarrow T = 294 \text{ [мес.]}; d = 101; s = 273,6.$$

б) Воспользовавшись тем же МНК-методом, но без ограничений по локальным минимумам, получим уравнение синусоиды с другими значениями параметров:

$$y_s(t) = A \sin(\omega t + d) + s, \text{ где } A = 912,6 \text{ [тыс. чел.]};$$

$$\omega = 0,03 \Rightarrow T = 212 \text{ [мес.]}; d = 100,64; s = 893,5.$$

Средняя ошибка аппроксимации синусоидой, проведенной по тем же 8 ежегодным локальным минимумам, составляет 6,9 %.

Средняя ошибка аппроксимации синусоидой, построенной по второму методу – без ограничений по локальным минимумам, составляет 4,8 %.

Параметром, представляющим для нас наибольший интерес, является круговая частота, которая в случае а) равна 0,0214, что соответствует периоду 24,5 года, а в случае б) равна 0,03, что соответствует периоду 18 лет.

Согласно классификации экономических циклов, оба значения периода подпадают во временной промежуток цикла Кузнец [5]. Нобелевский лауреат С. Кузнец выявил в экономической динамике так называемые строительные циклы с периодом 15–25 лет. Эти циклы связаны с периодическим массовым обновлением жилых и производственных помещений. С. Кузнец не сомневался в наличии циклической составляющей в динамике выпуска и ценах отдельных товаров со средним периодом около 20 лет. Синхронные циклы были выявлены в платежном балансе, росте денежной массы, внутристрановых инвестициях и межстрановых потоках капитала. Основной причиной колебаний Кузнец считал демографические процессы, связанные со сменой поколений, ростом населения, внешней и внутренней миграциями.

После удаления из исходных данных долговременных факторов, оказывающих влияние на значения рассматриваемого временного ряда, остается «очищенный» ряд, который аппроксимируем синусоидальной функцией.

В результате чего удастся выделить сезонную составляющую с периодом, равным 12 мес. (рис. 3).

Оптимальные значения параметров синусоиды также находятся по методу наименьших квадратов.

Уравнение синусоиды

$$y_s(t) = A \sin(\omega t + d) + s, \text{ где } A = 98 \text{ [тыс. чел.]};$$

$$\omega = 0,53 \Rightarrow T = 12 \text{ [мес.]}; d = -22; s = 92.$$

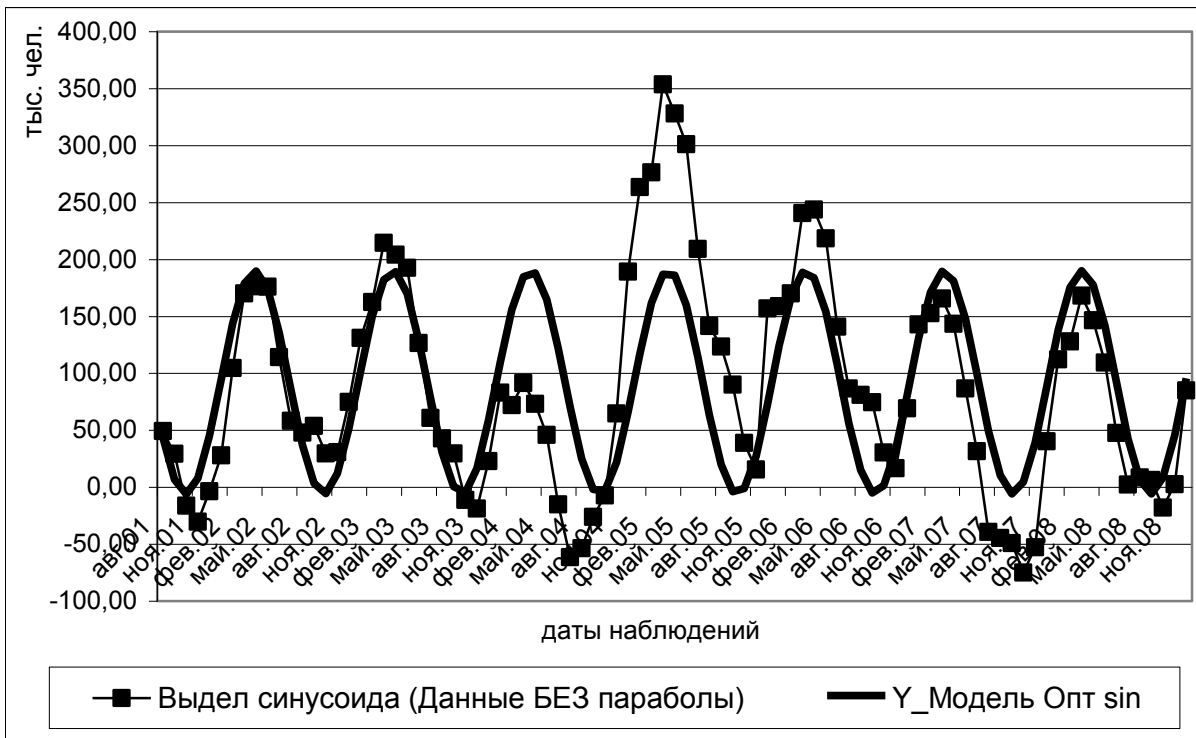


Рис. 3. Динамика безработных с удаленным трендом и сезонный фактор в численности официально зарегистрированных безработных граждан, равный 12 мес.

Отметим, что начало ежегодных циклов роста численности официально зарегистрированных безработных граждан приходится на сентябрь – октябрь, достигает максимума на половине цикла в феврале – марте.

Одним из критериев пригодности модели, коэффициенты которой определялись с помощью МНК или его разновидностей, является удовлетворение ее требованиям, называемым условиями Гаусса – Маркова [6]:

- 1) математическое ожидание ошибки равно 0;
- 2) дисперсия отклонений ошибки постоянна (не возрастает – проблема гетероскедастичности);

- 3) любые две ошибки статистически независимы друг от друга;
- 4) любая ошибка статистически независима от соответствующего ей аргумента.

Если эти критерии выполняются, то доказано, что полученные с помощью МНК оценки являются (теорема Гаусса – Маркова):

- 1) несмещенными, то есть математическое ожидание оценки каждого параметра равно его истинному значению;
- 2) состоятельными, то есть если число наблюдений будет достаточно велико, то почти наверняка оценка параметра будет близка к его истинному значению;
- 3) эффективными, то есть они имеют наименьшую дисперсию среди всех несмещенных оценок.

При идентификации следует добиваться такой модели, которая бы удовлетворяла вышеприведенным требованиям.

Поэтому перейдем к анализу остатков временного ряда (ошибки), которые определялись путем вычитания из фактических данных долговременного, в виде параболы, и сезонного, в виде синусоиды с периодом в 12 мес., факторов.

На рис. 4 приведен график остатков временного ряда.

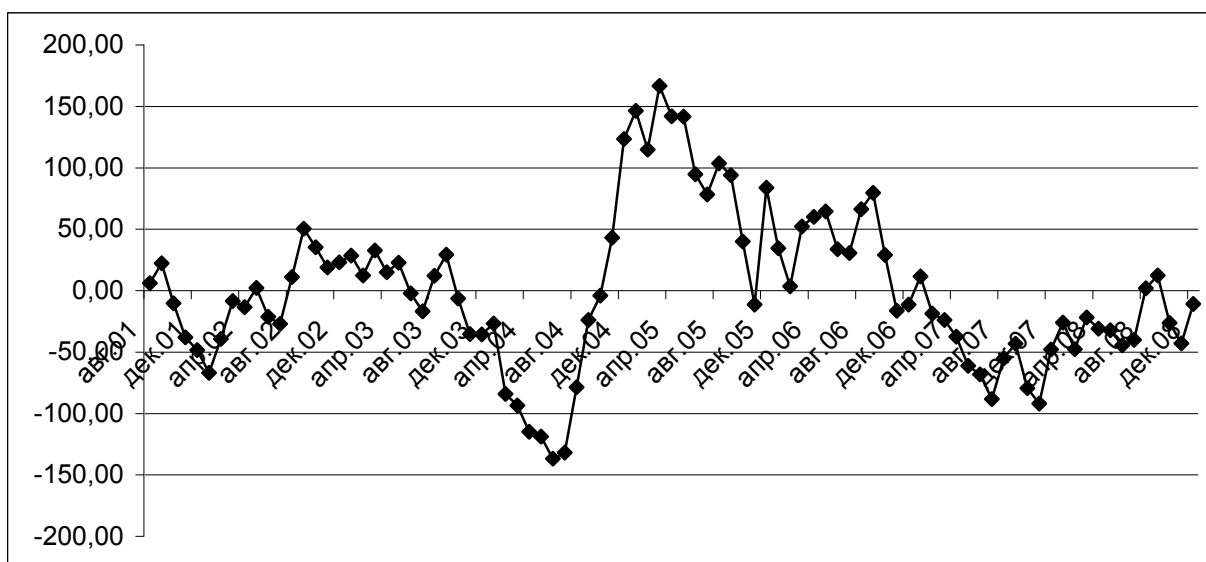


Рис. 4. График остатков временного ряда (ошибки)

Воспользуемся программой STATISTICA 6.0 для построения гистограммы остатков и проверим их на нормальность распределения.

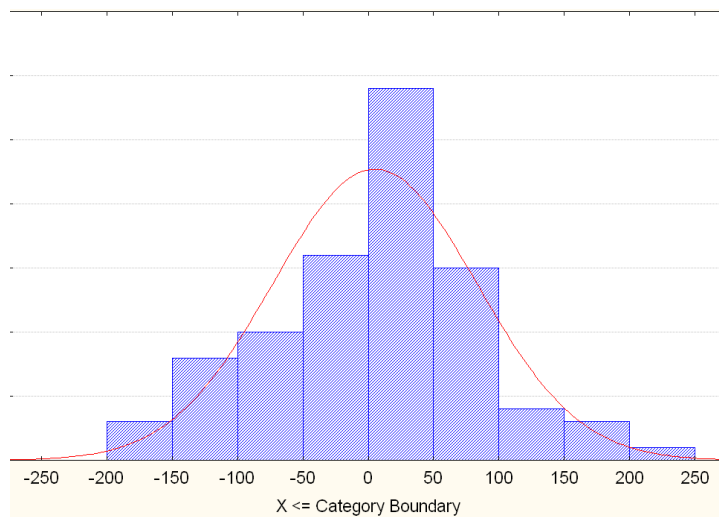


Рис. 5. Гистограмма остатков

На рис. 5 показана кривая плотности нормального распределения. Статистика Колмогорова – Смирнова оказалась равной 0,068. Чем меньше величина этой статистики, тем ближе распределение случайной величины к нормальному. Вероятность нулевой гипотезы (p) более 0,20. По критерию Шапиро – Уилка ($p=0,98$) гипотеза о нормальности распределения также не отвергается.

О нормальности распределения можно судить по графику на нормальной вероятностной бумаге. Чем ближе распределение к нормальному виду, тем лучше значения ложатся на прямую линию.

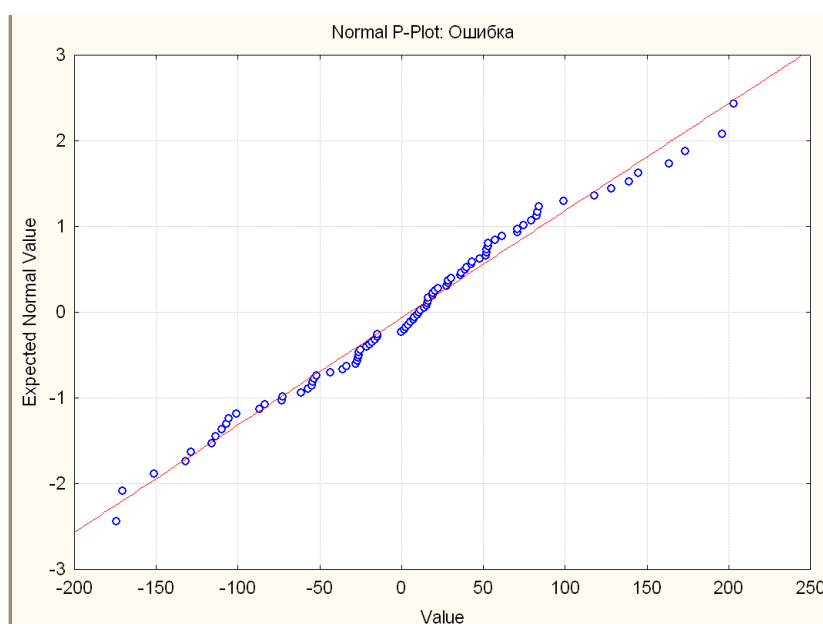


Рис. 6. График ошибки на нормальной вероятностной бумаге

Таким образом, можно сказать, что закон распределения ошибки в нашем случае близок к нормальному.

Математическое ожидание ошибки оказывается равным 0,06, дисперсия ошибки равна 4000, среднеквадратическое отклонение равно 63.

Значения d – статистики Дарбина – Уотсона для уровня значимости в 5 % составляют 0,234, что соответствует выполнению гипотезы о положительной автокорреляции остатков.

Построим графики автокорреляционной функции и частной автокорреляционной функций (рис. 7, 8).

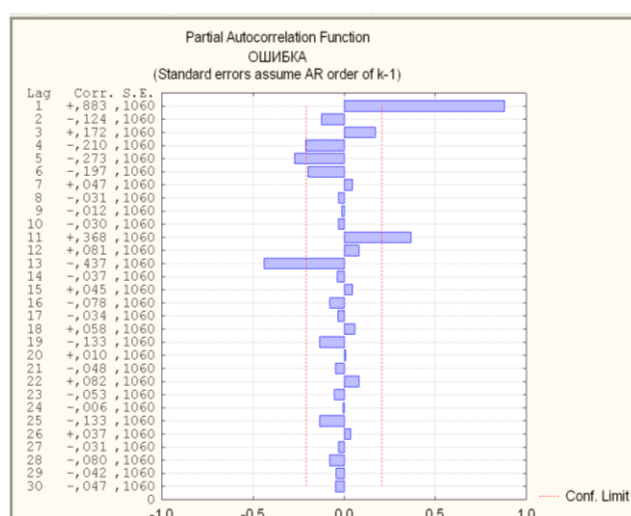


Рис. 7. АКФ

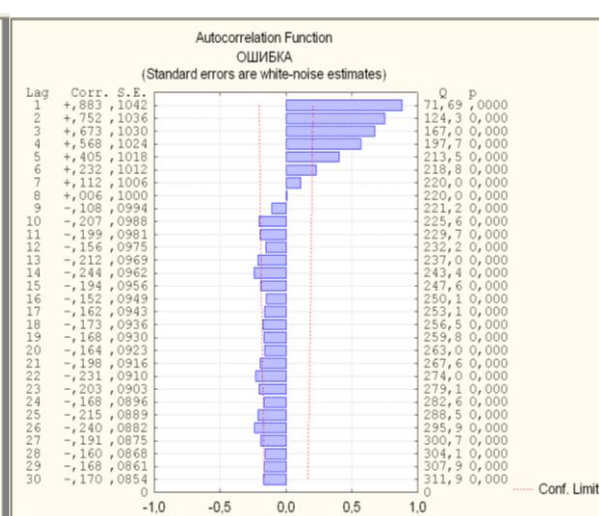


Рис. 8. Частная АКФ

Автокорреляционная функция убывает, а частная автокорреляционная функция имеет резко выделяющееся значение на первом лаге, что подтверждает гипотезу о положительной автокорреляции остатков временного ряда [7, 8].

Подводя итог всему вышесказанному, можно резюмировать, что существует некий дополнительный фактор, который оказывает влияние на динамику ОЗБ, но он не был идентифицирован.

Перейдем к нахождению данного фактора и доработке модели.

Так как основным источником информации о стохастической составляющей исходного временного ряда является остаточный ряд, то реально модель стохастической составляющей отождествляется с моделью остаточного ряда, реализация которого получена в процессе элиминирования (удаления) из исходного ряда его неслучайной со-

ставляющей. Соответствующая модель ищется в классе процессов ARMA(p,q) или его частных вариантов AR(p) и MA(q). При этом основополагающими при выборе и аргументации модели являются теоретические вероятностные характеристики процесса того или иного конкретного типа, отображаемые их эмпирическими аналогами [9].

Общей для любой случайной последовательности перечисленных видов является предпосылка, говорящая о центрированности, т. е. равенства 0 математического ожидания, проверяемого по эмпирическому среднему: в нашем случае $m_E = 0,06$, $\sigma_E = 63,18$. Поэтому после элиминирования детерминированной составляющей остаточный ряд следует подвергнуть испытанию на центрированность.

Выполним это при помощи t-критерия: при выполнении гипотезы H_0 (математическое ожидание остаточного ряда равно нулю) статистика

ка $\gamma = \frac{m_E \sqrt{N+1}}{\sigma_E}$ распределена по закону Стьюдента с N степенями

свободы. В нашем случае $|\gamma| < w_{100\alpha/2}$, т. е. $0,009 < 1,986$

\Rightarrow ряд центрирован, т. е. пункт 1 условий Гаусса – Маркова выполнен.

Для того чтобы определить подходящие параметры p и q в ARMA-модели, необходимо обратить внимание на автокорреляционную и частную автокорреляционную функции. По их виду делаем вывод о подходящем значении параметров.

Воспользуемся частным и одним из самых простых случаев ARMA(p,q)-моделей – AR(1) – авторегрессионная модель 1-го порядка.

$\varepsilon_i = a_1 \varepsilon_{i-1} + a_0 + \delta_i$, где δ_i – процесс белого шума, $i = 1 \dots n$ [10].

Тогда находим соответствующие нашему случаю коэффициенты a_0 и a_1 (рис. 9).

input: Ошибка44 : период с авг.2001-2008 тренд парабола+ опт.
 Transformations: none
 Model: (1,0,0) MS Residual=891,39

Parameter	Param.	Asympt. Std. Err.	Asympt. t (87)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	1,968333	20,27359	0,09709	0,922879	-38,3276	42,26429
p(1)	0,883063	0,05075	17,40066	0,000000	0,7822	0,98393

Рис. 9. Расчет коэффициентов авторегрессионной модели 1-го порядка

График остатков δ_i такой регрессионной модели представлен на рис. 10.

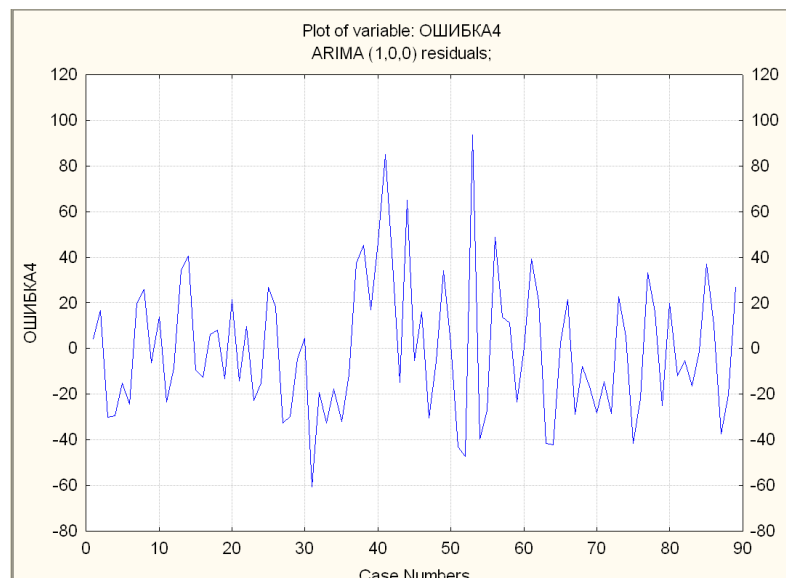


Рис. 10. График остатков авторегрессионной модели 1-го порядка

Проведем аналогичный анализ для «остатков» от «остатков». На рис. 11, 12, 13, 14 представлены автокорреляционная и частная автокорреляционная функции остатков δ_i , а также гистограмма и график на нормальной вероятностной бумаге соответственно.

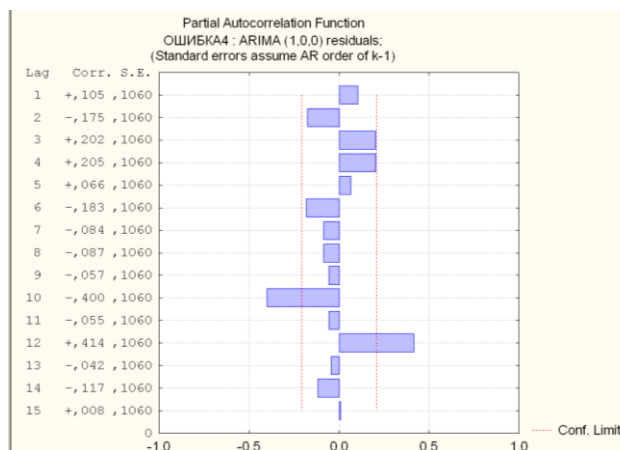


Рис. 11. АКФ

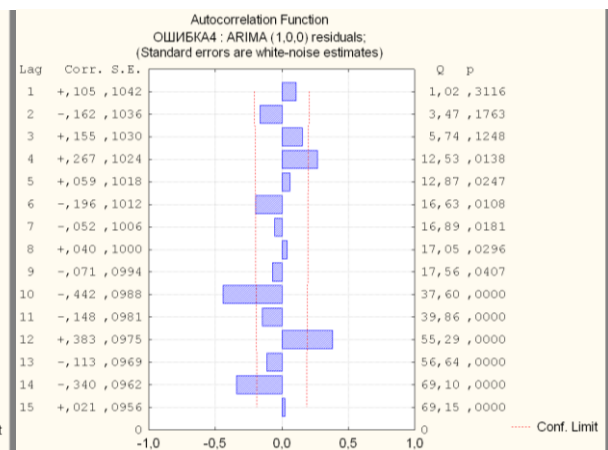
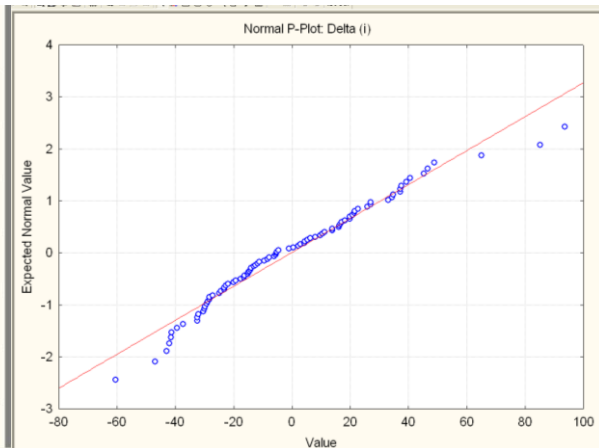
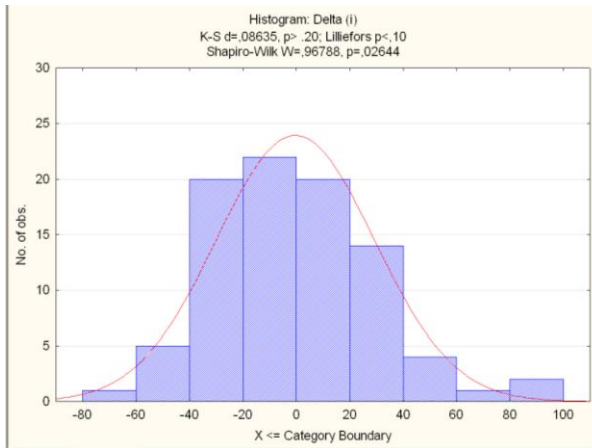
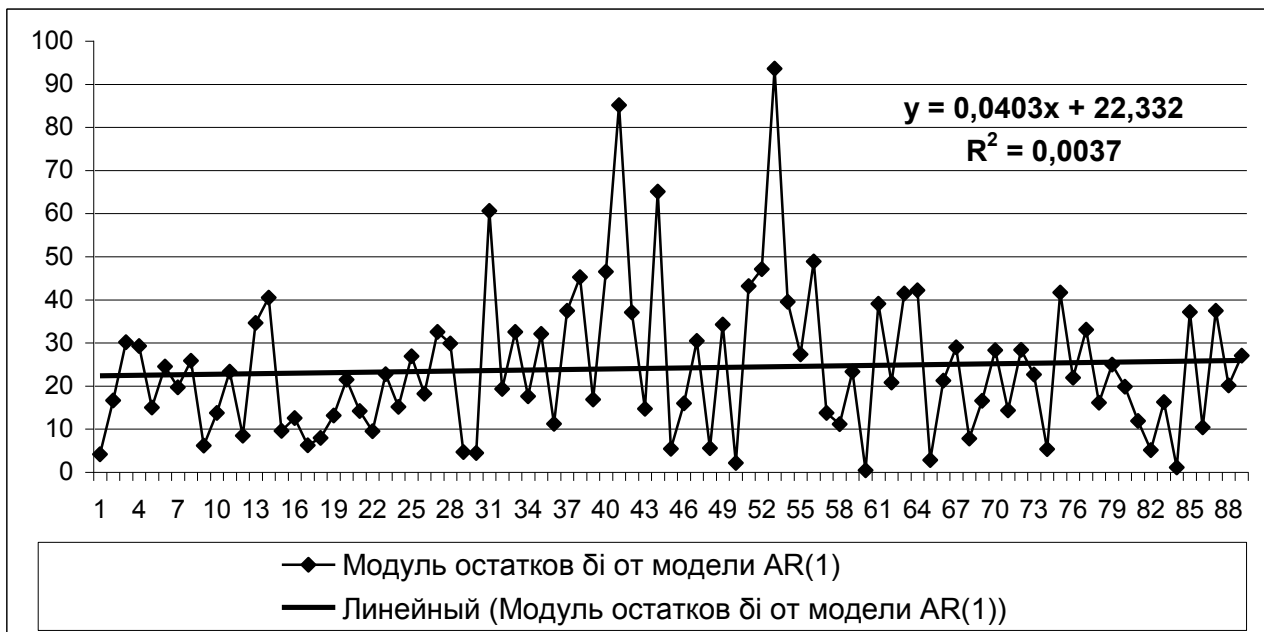


Рис. 12. Частная АКФ

Рис. 13. Гистограмма остатков δ_i Рис. 14. График остатков δ_i на нормальной вероятностной бумаге

Закон распределения остатков δ_i близок к нормальному. Проверим на значимость коэффициенты нашей регрессионной модели.

Воспользуемся Критерием Глейсера [4]: в данном подходе рассматривается регрессия абсолютных величин остатков $|\delta_i| = |\varepsilon_i - \theta_{0,МНК} - \theta_{1,МНК}x_i^{(1)} - \theta_{p,МНК}x_i^{(p)}|$ по некоторой функции от $x^{(j)}$, где $x^{(j)}$ – это та объясняющая переменная, от которой гипотетически зависит условная дисперсия остатков $D(\varepsilon | x^{(j)})$. На практике рассматриваются простые функции от $x^{(j)}$, например $D(\varepsilon | x^{(j)}) = a^{(1)} + a^{(2)}x^{(j)}$.

Рис. 15. График модуля остатков δ_i и линейного тренда

Построив регрессионную модель остатков, мы можем проверить гипотезу $H_0 : \theta_1 = 0$, что интерпретируется как полное отсутствие влияния объясняющей переменной x_1 на результирующий показатель y в рамках анализируемой линейной модели и является поводом к обсуждению вопроса об исключении x_1 из этой модели. Решение о принятии или отклонении проверяемой гипотезы принимается на основании сравнения величин $|\theta_{1.МНК}|/s_1$, где s_1 – среднеквадратическая ошибка $\theta_{1.МНК}$ со значением $t_{\alpha/2}(n-p-1)$: при $(|\theta_{1.МНК}|/s_1) > t_{\alpha/2}(n-p-1)$ гипотеза « $H_0 : \theta_1 = 0$ » отвергается.

В нашем случае получаем, что $|\theta_{1.МНК}|/s_1 = 0.569 < t_{\alpha/2}(n-p-1) = 1.9876$, при $\alpha = 0.05$, т. е. гипотеза H_0 не отвергается.

Следовательно, делаем вывод о том, что дисперсия ошибки не изменяется от наблюдения к наблюдению, т. е. проверка на гетероскедастичность пройдена успешно, она отсутствует, т. е. 2-й пункт условий Гаусса – Маркова выполнен.

3-й пункт условий Гаусса – Маркова для ошибки δ_i проверяется также по критерию Дарбина – Уотсона. Получаем, что $d = 1,78$, это значения d-статистики Дарбина – Уотсона для уровня значимости в 5 %, что соответствует выполнению гипотезы H_0 – автокорреляция остатков отсутствует.

4-й пункт условий Гаусса – Маркова для ошибки δ_i : любая ошибка статистически независима от соответствующего ей аргумента. В данном случае в качестве аргумента можно рассматривать время. Воспользуемся тем же приемом проверки гипотезы $H_0 : \theta_1 = 0$, что интерпретируется как полное отсутствие влияния объясняющей переменной (времени) на результирующий показатель y .

В нашем случае получаем, что $|\theta_{1.МНК}|/s_1 = -0.21 < t_{\alpha/2}(n-p-1) = 1,9876$ при $\alpha = 0,05$, т. е. гипотеза H_0 не отвергается. Иными словами, коэффициент при x (время) статистически равен нулю, что говорит о том, что $y = const$, т. е. от времени не зависит. Следовательно, и 4-й пункт условий Гаусса – Маркова для ошибки δ_i выполнен.

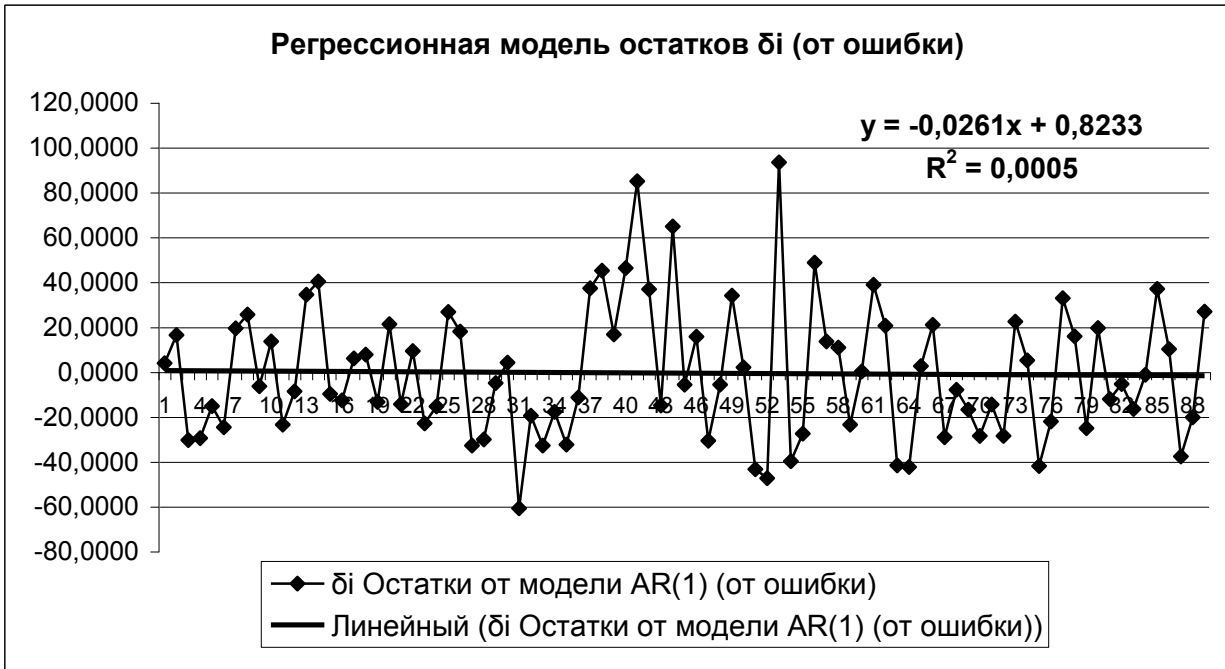


Рис. 16. График модуля остатков δ_i и линейного тренда

Таким образом, получается, что данная авторегрессионная модель достаточно хорошо описывает тот вышеупомянутый неучтенный фактор.

Рассмотрим динамическую модель мобилизации [6] в виде разностного уравнения первого порядка

$$M(i+1) = a_0 + a_1 M(i),$$

решение для которого примет вид:

$$M(i) = \frac{a_0(1-a_1^i)}{1-a_1} + a_1^i M_0,$$

а асимптотическое решение данного уравнения при больших значениях i вычисляется так:

$$M^* = \frac{a_0}{1-a_1}.$$

В нашем случае решение уравнения будет выглядеть следующим образом (рис. 17).

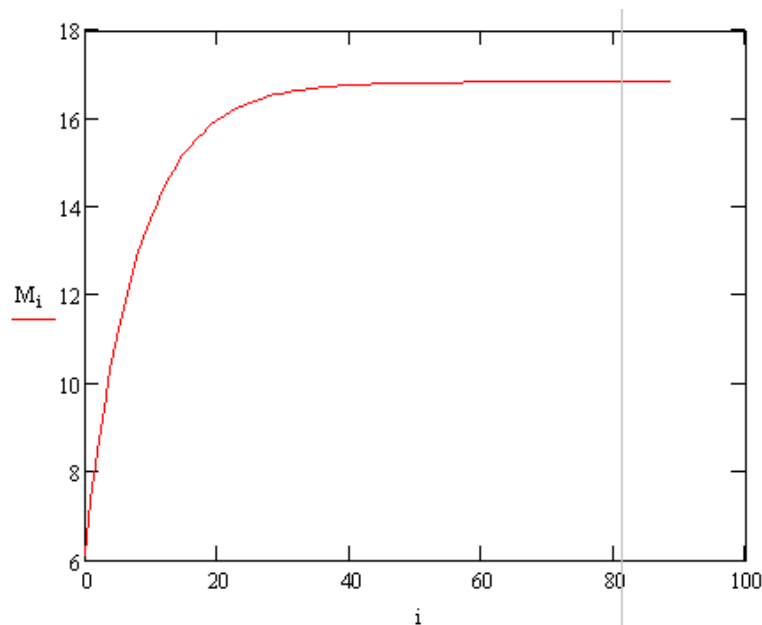


Рис. 17. График решения динамической модели мобилизации для рассматриваемых данных, $M^* = 16,832$

Следовательно, дополнительный фактор будет иметь следующий вид:

$$\varepsilon_i = \frac{a_0(1 - a_1^i)}{1 - a_1} + a_1^i \varepsilon_0.$$

Очевидно, что влияние данного фактора не значительно, но теперь мы получили модель с идентификацией всех факторов, оказывающих влияние, что подтверждается удовлетворением всех 4 условий Гаусса – Маркова, но для качественной интерпретации процессов на рынке труда достаточно использовать и два основных фактора – долговременную и сезонную составляющие.

Проанализировав вклад каждой из групп факторов в рассматриваемую динамику ОЗБ РФ и руководствуясь принципом простоты, запишем приведенную форму математической модели безработицы. Она зависит только от экзогенного параметра (времени) и включает две группы основных факторов: тренд и сезонность.

Итоговое уравнение $y_e(t) = y_{tr}(t) + y_s(t) + \varepsilon(t)$:

$$y_e(t) = 98 \sin(0.53t - 22) - 0.3t^2 + 30t + 1018 + \varepsilon(t).$$

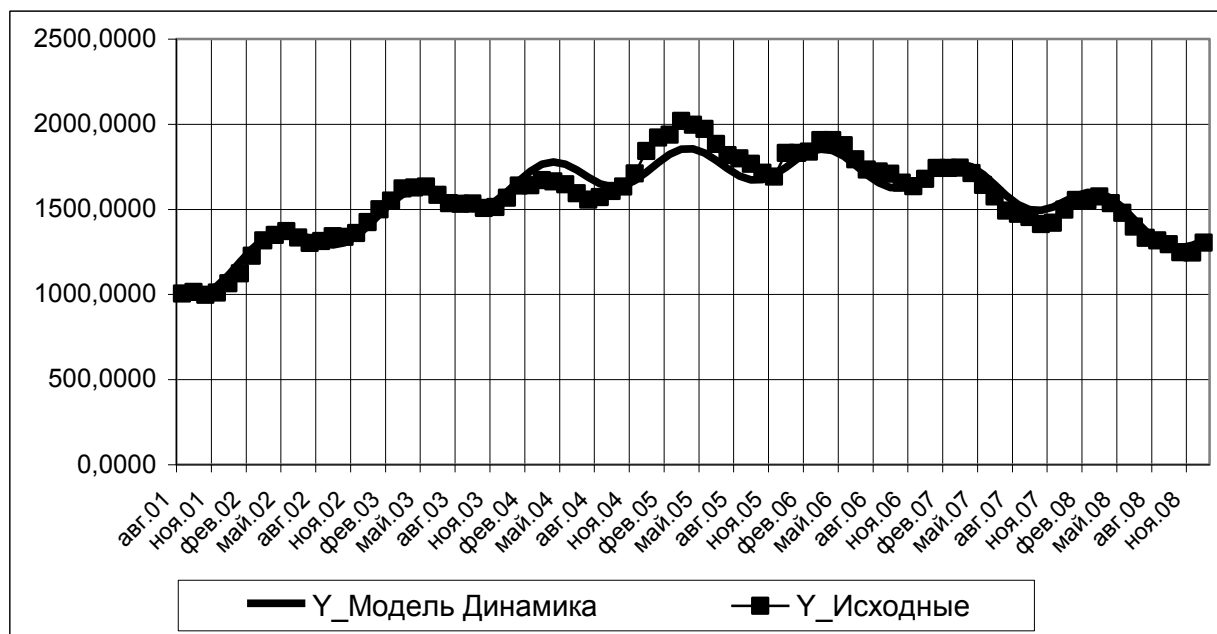


Рис. 18. График численности безработных РФ и модели, включающей тренд и сезонную составляющую

Средняя ошибка аппроксимации исходных данных моделью составляет 3,05 %.

В период, выделенный черным цветом на рис. 18, видно, что происходил спад, а затем рост ОЗБ, приблизительно в равной пропорции (коэффициент корреляции модулей разности исходных данных и модельных равен 0,74), что наталкивает на мысль о проведении некоторых социальных реформ или изменений.

Спаду официально зарегистрированной безработицы в конце 2003 г. и до середины 2004 г. могло способствовать принятое изменение, ограничивающее размер пособия для лиц, увольняющихся по собственному желанию, большинство из которых мужчины. За 2004 г. численность экономически активного населения сократилась на 710 тыс. чел. и свыше 58 % от их числа также приходится на мужчин.

Последовавший затем рост ОЗБ приблизительно до лета 2005 г. мог быть вызван тем, что в 2004 г. на выплату пособия и прочих выплат безработным гражданам выделялось в 2,6 раза больше средств, чем в 2000 г. При этом суммы на мероприятия по содействию в трудоустройстве и на профобучение безработных граждан выделяются в 7 раз меньше суммы, направляемой на материальную поддержку безработных граждан.

Несмотря на увеличение суммы средств, направляемой на выплату пособия и материальную помощь безработным, в этот период принимаются поправки в федеральный закон о занятости, направленные на снижение размеров пособий по безработице. Вводится ограничение на размер пособий по безработице гражданам, которые до увольнения имели высокие размеры зарплат. Их пособие, выплачиваемое в размере 75 % среднемесячного заработка за первые три месяца, 60 % – за последующие четыре месяца, 45 % за последние 5 месяцев, во всех случаях не может быть выше величины прожиточного минимума, исчисленного в субъектах Российской Федерации, но не ниже 30 % величины указанного прожиточного минимума. Поскольку заработную плату, значительно превышающую величину прожиточного минимума, получают в основном мужчины, то в данном случае введение ограничения максимального размера пособия коснулось именно их [11].

Эти меры привели снова к снижению числа ОЗБ на рынке труда и возврату на «свою траекторию».

Таким образом, в результате проведенного эконометрического анализа авторами были определены структура и основные факторы (конъюнктура и сезонность), оказывавшие влияние на динамику численности официально зарегистрированных безработных граждан РФ, на основании чего была получена приведенная форма математической модели безработицы, зависящая от экзогенной переменной (времени). Средняя ошибка аппроксимации анализируемой динамики приведенной формой математической модели безработицы составляет около 3,5 %, что говорит о приемлемом качестве аппроксимации.

Кроме того, на основании выделенной циклической составляющей был сделан вывод о существовании цикла Кузнеца с периодом от 18 до 25 лет, сезонный фактор имел ярко выраженную периодичность в 12 мес. Полученные результаты могут помочь в осуществлении прогноза такого важного показателя функционирования рынка труда, как безработица.

Список литературы

1. Рынок труда: Учебник / Под ред. В. С. Буланова, Н. А. Волгина. 3-е изд., перераб. и доп. М.: Изд-во «Экзамен», 2007. 479 с. (Сер. «Учебник для вузов»).
2. Коровкин А. Г. Динамика занятости и рынка труда: вопросы макроэкономического анализа и прогнозирования. М.: МАКС Пресс, 2001. 320 с.

3. *Кремер Н. Ш., Путько Б. А.* Эконометрика: Учебник для вузов / Под. ред. Н. Ш. Кремера. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2003. 311 с.
4. Прикладная статистика. Основы эконометрики: Учебник для вузов: В 2 т. 2-е изд., испр. Т. 2: *Айвазян С. А.* Основы эконометрики. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2001.
5. *Полетаев А. В., Савельева И. М.* «Циклы Кондратьева» в исторической ретроспективе. М.: ЗАО «Юридический Дом "Юстицинформ"», 2009. 272 с.
6. *Замков О. О.* Эконометрические методы в макроэкономическом анализе: Курс лекций / ГУ ВШЭ. М., 2001. 122 с.
7. Использование пакета Statistica 5.0 для статистической обработки опытных данных / Сост. С. В. Кабанов; Саратов. гос. агр. ун-т. Саратов, 2000.
8. Статистика: Учебник / И. И. Елисеева, И. И. Егорова и др.; Под. ред. И. И. Елисейевой. М.: ТК Велби, Изд-во «Проспект», 2004. 448 с.
9. *Пак Т. В., Еремеева Я. И.* Эконометрика: Учеб. пособие. Владивосток: Изд-во Дальневост. ун-та, 2009.
10. *Чураков Е. П.* Прогнозирование экономических временных рядов. М.: Финансы и статистика, 2008.
11. Электронный ресурс. – Режим доступа: <http://www.owl.ru/rights/discussion2004/9.htm>

К ВОПРОСУ О РОЛИ СОЦИАЛЬНОГО ПАРТНЕРСТВА В ОРГАНИЗАЦИИ ОПЕРЕЖАЮЩЕГО ПРОФЕССИОНАЛЬНОГО ОБУЧЕНИЯ: ОПЫТ КАЛУЖСКОЙ ОБЛАСТИ

И. А. Подковинская

*Министерство труда, занятости и кадровой политики
Калужской области, г. Калуга*

mintrud@adm.kaluga.ru

В условиях обновления технологий производства, появления новых методов организации труда и производства все более актуальным становится развитие партнерского сотрудничества между системой профессионального образования и работодателями. Взаимодействие учре-