Эконометрический анализ детерминантов региональной минимальной заработной платы на основе панельных данных[1]

Капелюк С. Д.

Капелюк Сергей Дмитриевич / Kapelyuk Sergey Dmitrievich – кандидат экономических наук, доцент, профессор, кафедра экономики, факультет экономики и управления, Сибирский университет потребительской кооперации, г. Новосибирск

Аннотация: *в данной статье проведен анализ региональной минимальной заработной платы в регионах России в 2008-2011 годах. На основе эконометрического анализа панельных данных мы выявили основные факторы, определяющие размер минимальной заработной платы в регионе. Выявлено, что на величину МЗП оказывают влияние демографические, климатические и экономические факторы.*

Abstract: *this article investigates regional minimum wages in Russian regions for the years 2008-2011. Using econometric analysis of panel data we reveal the main factors of regional minimum wage setting. The most significant factors include demographic, climate, and economic factors.*

Ключевые слова: *региональная минимальная заработная плата, минимальный размер оплаты труда (МРОТ), региональные соглашения, панельные данные, эконометрический анализ.*

Keywords: *regional minimum wage, minimal pay level (MROT), regional agreements, panel data, econometric analysis.*

Минимальная заработная плата (МЗП) оказывает значительное влияние на рынок труда, уровень и качество жизни населения. В России процедура установления МЗП носит двухступенчатый характер. На федеральном уровне действует законодательно установленный минимальный размер оплаты труда (МРОТ), который распространяется на всех работников, отработавших полный рабочий месяц, независимо от их пола, возраста, профессии, категории, отраслевой и территориальной принадлежности предприятия. На региональном уровне может устанавливаться региональная МЗП, которая должна быть выше федерального МРОТ. Ее установление происходит на основе трехсторонних соглашений между профсоюзами, представителями работодателей и администрацией региона. Активный процесс установления региональных минимумов начался в 2007 году, после того как были введены поправки в Трудовой Кодекс РФ, определившие порядок заключения соглашений о минимальной заработной плате. В дальнейшие годы одни регионы активно использовали данный механизм для повышения МЗП в регионе, в то время как другие либо вообще не стали повышать МЗП, либо ограничились незначительными повышениями. Различия в региональной МЗП поднимают вопрос изучения детерминантов ее установления, т.е. факторов, воздействующих на изменение региональной МЗП. Оценка детерминантов региональной МЗП необходима для определения статистической оценки последствий ее установления, поскольку позволяет выявить, в какой степени МЗП можно считать экзогенным в конкретных моделях и, соответственно, подбирать необходимую спецификацию модели. В качестве примера можем привести одну из наших предыдущих статей, в которой проанализировано влияние региональной МЗП в России на уровень бедности [10].

В России, насколько нам известно, немного работ, изучавших детерминанты установления МЗП на региональном уровне. Так, Е. Кобзарь провела анализ формирования региональных МЗП в 2007-2009 годах [4]. По результатам анализа она утверждает, что в 2007-2008 годах в установлении региональных МЗП не прослеживается никакой логики, но в 2009 году региональную МЗП стали устанавливать более богатые регионы. В работе А. Болшевой утверждается, что на конкретный размер региональной МЗП влияет значительное число экономических факторов [8]. Баранов и Полянская на примере Омской области показывают, что отсутствие повышенной МЗП в регионе может быть следствием неудачи переговорного процесса из-за низкого профессионального уровня сторон соглашения и отсутствия опыта по заключению подобных соглашений [1]. В статье Ефимовой отмечается отсутствие единой методики и отлаженного механизма применения МЗП на региональном уровне, при этом, по мнению автора, следует отказаться от использования федерального МРОТ и выработать единый подход к установлению региональной МЗП [2]. Наконец, в работе А. Лукьяновой и Н. Вишневской утверждается, что экономические факторы не являются определяющими детерминантами величины МЗП в регионе [11].

В одной из наших предыдущих работ мы провели эконометрический анализ детерминантов МЗП в 2008-2011 годах на основе пространственных моделей – отдельно для каждого года [3]. В результате анализа было выявлено, что более высокой региональной МЗП для внебюджетного сектора способствуют такие факторы как рост прибыли организаций, более тяжелые климатические условия,

[1] Данное исследование поддержано грантом Президента Российской Федерации для государственной поддержки молодых ученых (проект № МК-7641.2015.6).

миграционный прирост, низкая демографическая нагрузка, более высокий уровень безработицы и более высокий уровень цен.

Вместе с тем использование регрессионных моделей для каждого года может привести к некорректным результатам. Коэффициенты, полученные на основе годовых пространственных (кросс-секционных) моделей, могут быть смещенными из-за корреляции любого из факторов с некоторыми ненаблюдаемыми факторами, также оказывающими влияние на величину МЗП. Популярным средством решения проблемы ненаблюдаемых переменных является использование панельных данных. Панельные данные – это совокупность кросс-секционных данных, прослеженных во времени. Они формируются в результате наблюдения одних и тех же единиц в последовательные периоды времени, т.е. они сочетают одновременно данные временных рядов и кросс-секционных выборок.

Выделяют два наиболее распространенных подхода к анализу панельных данных. Первый подход опирается на модель с фиксированными эффектами, предполагающую, что ненаблюдаемые переменные неизменны со временем. Модель с фиксированными эффектами имеет следующий вид:

$$LnMinWage_{it} = \alpha + X_{it-1}\beta + \theta_t + \sigma_i + \varepsilon_{it-1}, \qquad (1)$$

где i – регион; t – год; σ_i – фиксированные эффекты; θ_t – годовые эффекты. Оценка статистической значимости параметров модели (1) проведена на основе кластерных стандартных ошибок.

Наиболее популярный способ оценивания модели с фиксированными эффектами основан на вычитании средних значений переменных за имеющиеся периоды времени из модели (1). В этом случае неизменные эффекты фактически удаляются из модели, при этом рассчитанные параметры (при соблюдении необходимых предпосылок) являются несмещенными. К сожалению, при данной процедуре исключаются факторы, которые являются неизменными во времени.

Основной недостаток модели (1) связан с предпосылкой о неизменности фиксированных эффектов во времени. Если ненаблюдаемые переменные подвержены изменчивости, следует использовать альтернативный подход. Использование случайных эффектов, как правило, не приводит к корректным результатам, т.к. для их корректного применения нужно, чтобы ненаблюдаемый региональный эффект не был коррелирован ни с одной объясняющей переменной[2]. Кроме того, с помощью модели с фиксированными эффектами сложно оценить влияние факторов, которые подвержены малой изменчивости во времени. Для устранения вышеуказанных недостатков мы включили в модель вместо фиксированных эффектов лаговые значения зависимой переменной. Модель с лаговой зависимой переменной имеет следующий вид:

$$LnMinWage_{it} = \alpha + \rho LnMinWage_{it-1} + X_{it-1}\beta + \theta_t + \varepsilon_{it-1}, \qquad (2)$$

где $LnMinWage_{it-1}$ – логарифм МЗП в i-м регионе в предшествующем году (t-1).

Оценивание данной модели проведено нами на основе объединенных данных по регионам РФ за несколько лет. Очевидно, что в данном случае нарушается предпосылка МНК-регрессии о недопустимости серийной корреляции случайных величин (поскольку в уравнении присутствует переменная $LnMinWage_{it-1}$, коррелированная со случайной величиной ε_{it-1}). При наличии серийной корреляции (автокорреляции) стандартные ошибки параметров уравнения рассчитываются неверно. В связи с этим мы используем панельную корректировку стандартных ошибок (*panel data corrected standard errors*) [7]. При этом мы предполагаем, что все регионы в выборке подвержены идентичному авторегрессионному процессу AR(1).

Зачастую не ясно, какую модель анализа панельных данных (с наличием или отсутствием фиксированных эффектов) следует предпочесть. В книге Ангриста и Пишке показано, что если ошибочно оценена модель с фиксированными эффектами вместо модели с лаговой зависимой переменной, то будут получены завышенные оценки коэффициентов [5, с. 246-247]. Наоборот, если ошибочно оценена модель с лаговой зависимой переменной вместо модели с фиксированными эффектами, оценки коэффициентов будут занижены. Таким образом, использование обоих моделей позволяет с высокой степенью достоверности получить интервал, в котором располагается интересующее значение параметра.

Вполне вероятно, что среди ненаблюдаемых факторов есть как неизменные со временем, так и подверженные изменчивости. К сожалению, мы не можем объединить фиксированные эффекты и лаговые значения зависимой переменной в одной модели, т.к. в данном случае нарушается предпосылка МНК-регрессии об отсутствии корреляции между случайной величиной и независимой переменной[3], поэтому требуются специальные методы оценивания. Наиболее популярный метод оценивания – метод Ареллано-Бонда, предусматривающий использование метода инструментальных переменных, при котором инструментами для переменной $LnMinWage_{it-1}$ становятся значения уровня бедности с лагом в

---

[2] Мы использовали тест Хаусмана для сравнения моделей с фиксированными и случайными эффектами [9]. Результаты теста позволили отвергнуть нулевую гипотезу о состоятельности оценок в модели со случайными эффектами на уровне значимости 10 %.

[3] В данном случае разница случайных величин $\Delta\varepsilon_{it-1}$ будет коррелированна с $\Delta LnMinWage_{it-1}$, поскольку обе представляют собой функцию от ε_{it-2}.

два периода и более, т.е. $LnMinWage_{it-2}$, $LnMinWage_{it-3}$ и так далее [6]. К сожалению, в нашей выборке недостаточно лет, чтобы использовать данный метод.

Модель (3) представляет собой объединенную за все годы пробит-модель. Мы также добавили в данную модель лаговую зависимую переменную:

$$Prob(MW_{it} = 1) = \alpha + MW_{it-1} + X_{it-1}\beta + \theta_t + \varepsilon_{it-1}. \qquad (3)$$

Стандартные ошибки, полученные в результате оценивания модели (3), могут быть смещенными из-за корреляции показателей регионов во времени, т.е. автокорреляции. Для решения данной проблемы стандартные ошибки в модели (3) мы определили с помощью процедуры бутстрапа.

Охарактеризованные модели оценены на данных по всем регионам России, за исключением Чеченской республики и Ненецкого автономного округа, за 2007-2010 годы. В таблице 1 представлены результаты оценивания регрессии на панельных данных с помощью различных моделей. Во втором столбце представлены результаты оценивания параметров модели (1) с фиксированными эффектами, в третьем – объединенной МНК-модели (2) с лаговой зависимой переменной, в четвертом – объединенной пробит-модели (3).

Для сравнения моделей с фиксированными и случайными эффектами проведен тест Хаусмана, который показал преимущество модели с фиксированными эффектами. Значение статистики хи-квадрат теста Хаусмана составляет 19.96 (p=0.07). Внутригрупповой R-квадрат в модели с фиксированными эффектами, отражающий насколько хорошо модель описывает факторы, влияющие на изменение региональной МЗП во времени, равен 0.85. Межгрупповой R-квадрат, отражающий насколько хорошо модель описывает факторы, способствующие региональным различиям в МЗП, равен 0.39.

По результатам регрессионного анализа панельных данных можно сделать следующие выводы. На размер региональной МЗП влияют демографические, климатические и экономические переменные. Более высокий миграционный прирост в регионе соответствует более высокому значению МЗП, влияние данного фактора статистически значимо в двух моделях из трех. Удельный вес городского населения имеет положительное влияние на МЗП, но статистически значим только в объединенной МНК-модели. Коэффициент при доле трудоспособного населения в общей численности положителен и статистически значим в объединенной МНК-модели, но имеет отрицательный знак и незначим в объединенной пробит-модели и крайне мал в модели с фиксированными эффектами. Уровень образования статистически незначим во всех моделях.

Таблица 1. Результаты регрессионного анализа на основе панельных данных

Зависимая переменная – логарифм МЗП во внебюджетном секторе	**Фиксированные эффекты**	**Объединенная МНК-модель**	**Объединенная пробит-модель**
Лаговая зависимая переменная		0.413	1.580***
		(0.278)	(0.301)
Коэффициент миграционного прироста	0.001	0.001**	0.008**
	(0.001)	(0.000)	(0.004)
Удельный вес городского населения в общей численности, %	0.015	0.002**	0.005
	(0.013)	(0.001)	(0.014)
Доля трудоспособного населения в общей численности, %	0.000	0.022***	-0.015
	(0.030)	(0.008)	(0.094)
Средняя продолжительность обучения занятых, лет	-0.091	0.020	-0.136
	(0.062)	(0.028)	(0.576)
Процент голосов за Единую Россию, %		0.000	-0.008
		(0.001)	(0.021)
Продолжительность зимнего периода		0.000	0.009
		(0.000)	(0.006)
Уровень бедности, %	0.001	-0.003	-0.023
	(0.006)	(0.002)	(0.048)
Логарифм ВРП на душу населения	0.385***	-0.013	-0.017
	(0.133)	(0.038)	(0.656)
Доля других доходов в денежных доходах населения, %	0.003	-0.001	-0.045**
	(0.004)	(0.002)	(0.022)
Сальдированный финансовый результат организаций, трлн рублей	0.107***	0.098	0.222
	(0.038)	(0.071)	(1.142)
Логарифм стоимости фиксированного набора товаров и услуг	-0.244	0.047	1.246
	(0.302)	(0.067)	(1.520)
Темп прироста объемов промышленного производства, %	-0.001	-0.001	0.002
	(0.001)	(0.001)	(0.008)
Уровень фактической безработицы, %	0.009	0.006***	0.080**
	(0.007)	(0.002)	(0.037)

Доля безвозмездных перечислений в доходах бюджета, %	-0.002	0.000	-0.010
	(0.002)	(0.001)	(0.014)
2008 год	0.483***	0.433***	-1.922***
	(0.054)	(0.041)	(0.584)
2009 год	0.544***	0.281	-1.043***
	(0.088)	(0.180)	(0.347)
2010 год	0.653***	0.372*	-0.898
	(0.129)	(0.191)	(0.607)
Константа	8.384**	2.965*	-7.069
	(3.764)	(1.710)	(10.672)
Число наблюдений	324	324	324
R-квадрат	0.55	0.91	
Межгрупповой R-квадрат	0.39		
Внутригрупповой R-квадрат	0.85		
Псевдо R-квадрат			0.42

Примечание: в круглых скобках указаны стандартные ошибки: для модели с фиксированными эффектами – кластерные стандартные ошибки, для объединенной МНК-модели – стандартные ошибки с панельной корректировкой, для объединенной пробит-модели – стандартные ошибки, определенные с помощью бутстрапа (50 репликаций)

*) Параметр имеет статистическую значимость на уровне 10%.

**) Параметр имеет статистическую значимость на уровне 5%.

***) Параметр имеет статистическую значимость на уровне 1%.

Политический фактор статистически незначим. Это может быть связано с тем, что его влияние неоднозначно в течение анализируемого периода, что показали пространственные модели.

При использовании объединенных данных подтвердилось влияние климатических факторов. В таблице 1 коэффициенты при соответствующей переменной в МНК-модели пробит-модели статистически незначимы (в модели с фиксированными эффектами данный фактор исключен из анализа из-за отсутствия вариации во времени). Между тем значительно большее число наблюдений в объединенных моделях (324 по сравнению с 81 в пространственных) позволяет расширить число факторов. В расширенной спецификации объединенной МНК-модели, в которую мы добавили набор фиктивных переменных, соответствующих 10 природно-климатическим зонам, используемым при определении состава потребительской корзины, данные переменные оказались статистически значимы. Статистическая значимость данных переменных также выявлена в расширенной спецификации объединенной пробит-модели[4].

Среди экономических переменных выявлена положительная взаимосвязь МЗП с прибылью организаций и уровнем безработицы (хотя эта взаимосвязь не во всех моделях статистически значима). Логарифм ВРП на душу населения статистически значим в модели с фиксированными эффектами, показывая, что рост ВРП на душу населения приводит к росту региональной МЗП. В других моделях его влияние статистически незначимо и коэффициент имеет даже отрицательный знак. Коэффициент при доле «скрытой» оплаты труда имеет отрицательный знак и статистически значим в объединенной пробит-модели, но при этом статистически незначим в других моделях. Уровень бедности, стоимость фиксированного набора товаров и услуг, темп прироста промышленного производства и доля перечислений из федерального бюджета в доходах регионального бюджета статистически незначимы во всех моделях.

В целом проведенный анализ подтверждает наш предыдущий вывод, что на установление МЗП оказывает влияние комплекс различных факторов, в том числе природно-климатические, демографические и экономические. Данное обстоятельство усложняет анализ последствий установления МЗП и заставляет обратиться к более сложным моделям, которые будут разрабатываться в последующих исследованиях.

Литература

1. *Баранов Ю. В., Полянская С. Г.* Практика установления минимального размера заработной платы в регионе // Омский научный вестник. 2011. № 2. С. 52-55.
2. *Ефимова Е.* Установление минимальной заработной платы: зарубежный опыт и российская практика // Мировая экономика и международные отношения. 2011. № 2. С. 24-35.

[4] Результаты оценивания не приводятся из-за ограниченности объема.

3. *Капелюк С. Д.* Региональная минимальная заработная плата: эконометрический анализ // Вестник НГУЭУ. 2014. № 1. С. 157-169.
4. *Кобзарь Е. Н.* Минимальная заработная плата и региональные рынки труда в России. Препринт WP15/2009/06. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2009.
5. *Angrist J., Pischke J.* Mostly Harmless Econometrics. Princeton University Press, 2009. 373 p.
6. *Arellano M., Bond S.* Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations // Review of Economic Studies. 1991. Vol. 58. № 2. Pp. 277-297.
7. *Beck N., Katz J.* What to do (and not to do) with time-series cross-section data // American Political Science Review. 1995. Vol. 89. № 3. Pp. 634–647.
8. *Bolsheva A.* Minimum Wage Development in the Russian Federation // Global Labour University working paper No 15. 2012.
9. *Hausman J.* Specification Tests in Econometrics // Econometrica. 1978. Vol. 46. № 6. Pp. 1251-1271.
10. *Kapelyuk S.* The effect of minimum wage on poverty: Evidence from RLMS-HSE data // Economics of Transition. 2015. Vol. 23. № 2. Pp. 389-423.
11. *Lukiyanova A., Vishnevskaya N.* The Decentralization of Minimum Wage Setting in Russia Economies // Higher School of Economics Research Paper No. WP BRP 90/EC/2015. 2015. 31 p.