

# Моделирование влияния прироста денежной массы на уровень заработной платы

Александра БЕЗБОРОВОА



Ведущий экономист  
управления исследований  
Главного управления  
монетарной политики  
и экономического анализа  
Национального банка

**А**нализ влияния денежной эмиссии на реальный сектор экономики необходим для выбора наиболее верного типа денежно-кредитной политики в экономике на определенном этапе ее развития: жесткой денежно-кредитной политики для обеспечения макроэкономической стабильности или мягкой — для стимулирования экономического роста. Также важным вопросом является эмпирический аспект данной проблемы: количественные параметры этой связи.

Одной из особенностей экономики Республики Беларусь становится административный метод регулирования уровня заработной платы населения, зачастую не связанный с текущей макроэкономи-

ческой ситуацией в стране. Одним из последствий проведения такой политики является чрезмерная денежная эмиссия, которая может интерпретироваться как шок предложения денег. Накопление излишней денежной массы в экономике страны, в свою очередь, ведет к обесцениванию национальной валюты, а тем самым не к повышению уровня доходов населения, а к его снижению в реальном выражении.

Для подтверждения или опровержения приведенных тезисов был проведен эконометрический анализ данных Республики Беларусь за период с начала 2000 г. по II квартал 2011 г., на основе которого проверялось наличие долгосрочной связи между уровнем заработной платы и денежным агрегатом M2, исследовалось направление связей между изучаемыми показателями в кратко- и долгосрочном периодах, рассматривалась возможность использования денежной массы при прогнозировании уровня заработной платы.

Поставленные в данной статье проблемы приобретают особую актуальность для Республики Беларусь на фоне дестабилизации валютного рынка, девальвации национальной валюты, резкого роста инфляции и снижения покупательной способности доходов населения в условиях недостаточного ужесточения проводимой денежно-кредитной политики в 2011 г.

## Теоретико-методологический анализ заработной платы

Среди проблем зарплаты, являющихся предметом рассмотрения в современной экономической науке, можно назвать аспект, в рамках которого рассматриваются факторы, воздействующие на величину заработной платы.

Универсальной теории, описывающей уравнение заработной платы, нет. Например, в таких теоретических моделях, как Shapiro & Stiglitz (1984) [1], Blanchflower, Oswald & Sanfey (1996) [2], важную роль в ее определении играет уровень безработицы.

В исследовании С.А. Айвазяна и Б.Е. Бродского “Макроэкономическое моделирование: подходы, проблемы, пример эконометрической модели российской экономики” предполагается, что объем заработной платы определяется агрегированным доходом, взятым с определенным лагом:

$$(wL)_{t+1} = l(Inc)_t, \quad (1)$$

где  $Inc$  — агрегированный доход;

$w$  — средняя ставка заработной платы;

$L$  — занятость;

$l$  — коэффициент политики заработной платы в рассматриваемом секторе;

$t, t + 1$  — последовательные периоды времени.

Экономический смысл этого уравнения состоит в том, что агрегированный доход, полученный “сегодня”, будет использован в определенной мере на выплату заработной платы “завтра”. Коэффициент политики заработной платы  $l$  отражает особенности экономического поведения предприятий, входящих в данный сектор.

В исследовании Д. Крука, И. Пелипася, А. Чубрика “Основные макроэкономические взаимосвязи в экономике Беларуси: результаты эконометрического моделирования” в уравнении заработной платы определяющими факторами являются циклическая компонента, а также производительность труда. Однако данные результаты несколько противоречат

результатам более раннего исследования А. Чубрика “Зарботная плата и производительность труда в Беларуси”. Анализ, проведенный в данной работе, позволяет сделать следующие выводы:

— связь между ростом заработной платы и производительностью труда отсутствует;

— динамика зарплаты объясняется преимущественно политико-деловым циклом (то есть ее повышением в периоды проведения политических кампаний);

— кроме повышения зарплаты в периоды политических кампаний в Беларуси используются такие инструменты регулирования оплаты труда, как установление целевых показателей заработной платы и меры, направленные на снижение дифференциации оплаты труда.

Данные положения подтверждают ситуацию, наблюдаемой в экономике Беларуси в 2010 г., когда проводимая экономическая политика была нацелена лишь на достижение целевых показателей пятилетки и увеличение доходов населения в период проводимой предвыборной кампании, не связанное с ростом производительности труда, что потребовало дополнительной денежной эмиссии.

Результатами проведения мягкой денежно-кредитной политики в указанный период стали девальвация национальной валюты и снижение покупательной способности доходов населения.

### Анализ долгосрочной связи между M2 и заработной платой

В настоящее время в экономической литературе, посвященной анализу аспектов влияния денежной политики на реальный сектор экономики, господствует так называемый “подход векторных авторегрессий” (*VAR approach*), предложенный Симсом в 70-х гг. XX в. [3]. Основное отличие данного подхода от традиционного эконометрического моделирования экономических процессов заключается в том, что он направлен не на получение выводов об оптимальной экономической политике, необходимой для достижения поставленных экономических целей, а на поиск эмпирических свидетельств относительно реакции макроэко-

номических переменных на шоки экономической политики.

В этой статье анализируется связь между денежным агрегатом M2 (рублевая денежная масса) и уровнем заработной платы населения. Используются данные по кварталам за период с I квартала 2000 г. по II квартал 2011 г. Для удобства анализа и наиболее правильной интерпретации полученных данных исходные временные ряды были очищены от инфляционной составляющей и переведены в цены 2000 г., а также прологарифмированы.

Первоначально в процессе работы анализировались динамические характеристики изучаемых переменных и определялся порядок их интегрированности (*таблица 1*).

В результате анализа было установлено, что ряд, характеризующий денежное предложение, — нестационарный, интегрированный первого порядка. Относительно временного ряда переменной заработной платы были получены противоречивые результаты, поэтому для принятия решения о порядке интегрированности данного ряда был проведен дополнительный тест на стационарность — PP-тест. Согласно ему временной ряд, характеризующий заработную плату населения, — нестационарный, интегрированный первого порядка.

Далее, для того чтобы выявить, являются ли временные ряды ко-

интегрированными, проводился коинтеграционный тест на основе векторной авторегрессии (*таблица 2*). Разработку коинтеграционного теста см. в [4, 5]. Он наиболее эффективен в многомерном анализе. Более того, данный подход позволяет проверить ряд важных гипотез, в частности гипотезу о слабой экзогенности изучаемых переменных. Переменная  $x$ , является слабо экзогенной по отношению к эндогенной переменной  $y$ , если  $x$ , не зависит от  $y$ . Наличие слабой экзогенности позволяет осуществлять моделирование и проверку гипотез в рамках одного регрессионного уравнения с использованием обычного метода наименьших квадратов. При отсутствии слабой экзогенности требуется использование системы уравнений. Сильная экзогенность подразумевает наличие слабой экзогенности и отсутствие влияния лаговых значений эндогенной переменной на экзогенную переменную. Наличие сильной экзогенности делает возможным осуществление прогнозирования в рамках одного уравнения регрессии.

По результатам теста видно, что нулевая гипотеза о существовании одного коинтеграционного вектора не может быть отвергнута на 5% -ном уровне значимости. Гипотеза о слабой экзогенности  $\ln(\text{wage})$ , и  $\ln(M2/p)$ , отвергается на 5% -ном уровне значимости.

Проведенный анализ явно свидетельствует о наличии долго-

Таблица 1

### Результаты проверки логарифмов переменных на стационарность

Переменная	ADF-тест			KPSS-тест			Результат
	Спецификация	ADF-статистика	Критическое значение	Спецификация	LM-статистика	Критическое значение	
$\ln(M2/p)$	T, 9	-2,949	-3,540	T	0,190	0,146	I(1)
$\ln(\text{wage})$	N, 2	-4,095	-1,949	T	0,147	0,146	I(1)

**Примечание.** Для ADF-теста спецификация T означает, что тестируемая модель содержит тренд и константу, C — только константу, N — модель без тренда и константы. Различные спецификации тестируемых моделей имеют свои собственные критические значения, используемые при тестировании нулевых гипотез. Для ADF-теста в спецификации после типа модели приведено количество запаздывающих разностей. Для KPSS-теста спецификация T означает, что нулевая гипотеза — ряд стационарный относительно тренда, а альтернативная — нестационарный с константой, C означает, что нулевая гипотеза — ряд стационарный с константой, а альтернативная — нестационарный без константы.

Таблица 2

### Результаты коинтеграционного анализа на основе векторной авторегрессии

Нулевая гипотеза	$\lambda_{trace}$	Значение статистики	P-вероятность	$\lambda_{max}$	Значение статистики	P-вероятность
Кoineгpaциoннoе сoтнoшeннe oтсyтсвyeт	0,392	21,497	0,001	0,392	21,430	0,001
Сyщecтвyeт, пo крaйнeй мeрe, oднo кoинтeгрaциoннoе сoтнoшeннe	0,002	0,066	0,833	0,002	0,066	0,833
Переменные	$\beta$ -вектор		$\alpha$ -коэффициенты		Тест на слабую экзогенность, $p(\chi^2)$	
$\ln(wage)_t$	1,000		0,031		0,000	
$\ln(M2/p)_t$	0,065		0,040		0,000	

*Примечание.* Векторная авторегрессионная модель, использованная в коинтеграционном анализе, включала переменные  $\ln(wage)_t$  и  $\ln(M2/p)_t$ , с лагом, равным 2, без постоянного члена и тренда. Оптимальная длина лага определена посредством последовательного редуцирования модели на основе соответствующего F-теста.

срочной связи между предложением денег в экономике и уровнем заработной платы. Отсутствие слабой экзогенности переменных по отношению друг к другу говорит о взаимовлиянии отобранных показателей, то есть в долгосрочном периоде изменение уровня заработной платы обуславливается изменениями в динамике денежного агрегата, но в то же время изменение уровня заработной платы обуславливает изменения в динамике денежной массы. Следует учитывать, что все переменные, представленные в построенной модели, очищены от инфляционной составляющей, поэтому с экономической точки зрения полученный результат можно проинтерпретировать следующим образом: расширение денежного предложения ведет к росту инфляционной составляющей и соответствующему падению реальной заработной платы. Резкий рост заработной платы, не обусловленный ростом производительности труда, ведет к резкому росту совокупного спроса в экономике и соответствующему повышению цен, что снижает покупательную способность денег и их объем в реальном выражении.

Полученный коинтеграционный вектор ( $ECM_t = \ln(wage)_t + 0,065\ln(M2/p)_t$ ) характеризует

параметры связи от денежного агрегата к заработной плате: в рассматриваемом периоде (I квартал 2000 г. — II квартал 2011 г.) рост на 1% денежного предложения, выраженного денежным агрегатом M2, приводит к снижению заработной платы в среднем на 0,065%.

Одной из основополагающих концепций в современной эконометрике является каузальность по Грэйнджеру [6]. Ее суть заключается в следующем: переменная  $x$  является каузальной по отношению к переменной  $y$ , если при прочих равных условиях значения  $y$  могут быть лучше предсказаны с использованием прошлых значений  $x$ , чем без них.

Следует подчеркнуть, что каузальность по Грэйнджеру — эмпирический феномен, поэтому вывод о наличии или отсутствии каузальности имеет отношение к определенной выборке, конкретному периоду времени. Кроме того, наличие структурных сдвигов в изучаемых временных рядах, отсутствие важных объясняющих переменных в модели может камуфлировать наличие каузальных связей [7]. Все эти моменты необходимо учитывать в прикладном эконометрическом анализе.

Существует ряд тестов для анализа каузальных связей. Как пра-

вило, все они требуют использования стационарных временных рядов. Если изучаемые переменные коинтегрированы, то отсутствие каузальной связи по Грэйнджеру исключается. В этом случае каузальная связь должна существовать хотя бы в одном направлении. Поскольку коинтеграционный анализ показал, что  $\ln(wage)_t$  и  $\ln(M2/p)_t$  коинтегрированы, то этот факт должен быть учтен при анализе каузальности по Грэйнджеру. В данном случае анализ должен осуществляться в рамках векторной авторегрессионной модели корректировки ошибки, отражающей как краткосрочный, так и долгосрочный аспекты каузальных связей между переменными. Через лаговые значения первых разностей переменных отражается краткосрочный аспект каузальной связи, через механизм корректировки ошибки учитывается ее долгосрочный аспект. Векторная авторегрессионная модель корректировки ошибки является системой, состоящей из двух уравнений, где в правой части каждого из них содержатся одни и те же переменные. Данное обстоятельство позволяет использовать при оценке модели обычный метод наименьших квадратов.

При помощи F-теста проверяются гипотезы о наличии и направлении связи между анализируемыми переменными в краткосрочном периоде. Данный тест указывает на наличие связи, однако “знак” этой связи остается за пределами анализа.

Долгосрочный аспект связи исследуется с помощью стандартной  $t$ -статистики при коэффициенте при переменной, характеризующей механизм корректировки ошибки. Если данный коэффициент отрицательный и статистически значимый, то переменные характеризуются наличием долгосрочной связи.

Полученная модель представлена в таблице 3. В качестве механизма корректировки ошибки ( $ECM_t$ ) был использован коинтеграционный вектор, полученный ранее на основе векторной авторегрессии.

Согласно статистическим характеристикам в приведенной модели на 5%-ном уровне значимости принимаются гипотезы о нормальном распределении остатков,



Таблица 3

### Векторная авторегрессионная модель с механизмом корректировки ошибки

Независимые переменные	$\Delta \text{Ln}(wage)_t$		$\Delta \text{Ln}(M2/p)_t$	
	Коэффициент	$t$ -статистика	Коэффициент	$t$ -статистика
$\Delta \text{Ln}(wage)_{t-1}$	-0,066	-0,340	-0,095	-0,474
$\Delta \text{Ln}(wage)_{t-2}$	-0,320	-1,646	-0,683	-3,400
$\Delta \text{Ln}(M2/p)_{t-1}$	0,243	1,417	0,394	2,227
$\Delta \text{Ln}(M2/p)_{t-2}$	-0,273	-1,603	-0,041	-0,234
$ECM_{t-1}$	-0,036	-3,834	-0,046	-4,802

#### Статистические характеристики регрессии

Тест на нормальность распределения остатков	$p$ -вероятность статистики Jarque-Bera	0,064
Тест на гетероскедастичность	$p$ -вероятность $\chi^2$ -статистики	0,051
Тест на автокорреляцию остатков	$p$ -вероятность $LM$ -статистики	$\geq 0,04$ для восьми включенных лагов

отвергается гипотеза о наличии автокорреляции остатков, а также о гетероскедастичности. В целом спецификация модели может быть признана удовлетворительной для осуществления каузального анализа.

Результаты теста Грэйнджера представлены в *таблице 4*. Как видим, они указывают на наличие краткосрочной связи между  $M2$  и заработной платой. В краткосрочном периоде изменение заработной платы обусловлено динамикой денежного агрегата  $M2$ . Обратной связи при этом не наблюдается.

Вернемся к *таблице 3* и рассмотрим лаговую структуру модели более подробно. Визуальный анализ коэффициентов регрессий показывает, что в течение I квартала шок денежной массы оказывает положительное влияние на изменение уровня заработной платы.

Оценка долгосрочного аспекта связи между уровнем заработной платы и денежной массой в рамках модели векторной авторегрессии (*таблица 4*) при помощи стандартной  $t$ -статистики с высокой степенью статистической значимости указывает на наличие долгосрочной взаимосвязи между исследуемыми переменными. Это еще раз подтверждает результаты представленного выше анализа долгосрочных связей.

Рассмотренные каузальные тесты являются внутривыборочными. Это означает, что они характеризуют уже сложившиеся связи между переменными и не дают информации о поведении этих переменных за пределами выборки. Тем не менее вопрос о характере связей между изучаемыми переменными за пределами выборки имеет существенный практический интерес, так как ответ на него дает информацию о прогностических возможностях тех или иных переменных.

Для решения такого рода задач может быть использована функция импульсного отклика, определяемая на основе построенной векторной авторегрессионной модели корректировки ошибки (*таблице 3*).

На основе данной модели осуществлялась динамическая имитация внешнего шока (импульса) в отношении каждой из эндогенных переменных, затем рассматривалась реакция системы на этот импульс.

Пусть исследуется эффект денежного импульса на уровень заработной платы. Предположим при этом, что в период времени  $t = 0$  все переменные равны 0, после чего  $\text{Ln}(M2/p)_t$  возрастает на одну единицу (или на одно стандартное отклонение). После данного единичного импульса мы можем проследить реакцию  $\text{Ln}(wage)_t$  и  $\text{Ln}(M2/p)_t$  в периоды времени  $t = 1, 2, \dots, n$  (*рисунок 1*).

На *рисунок 1* представлены графики, характеризующие функцию импульсного отклика с временным горизонтом, равным 22 квартала. Вневыборочный каузальный тест согласуется с полученными ранее результатами. Единичный импульс в  $\text{Ln}(M2/p)_t$  оказывает продолжительное влияние на  $\text{Ln}(wage)_t$ . При этом, как и было описано ранее, в течение I квартала наблюдается положительное влияние шока денежной массы на уровень заработной платы, а затем резко негативное влияние, но уже на протяжении более длительного промежутка времени.

В долгосрочном периоде резкий рост заработной платы, не обусловленный ростом производительности труда, ведет к резкому росту совокупного спроса в экономике и соответствующему росту цен, что снижает покупательную способность денег и их объем в реальном выражении.

Таблица 4

### Результаты анализа причинных связей между денежной массой и заработной платой

Каузальные тесты	Нулевая гипотеза	
	Денежная масса не оказывает влияния на заработную плату	Заработная плата не оказывает влияния на денежную массу
$p$ -вероятность $F$ -статистики теста Грэйнджера	0,021*	0,117
$t$ -тест $ECM_{t-1}$	-3,834*	-4,802*

\* Нулевая гипотеза отвергается на 5%-ном уровне значимости.

### Прогнозирование заработной платы и денежного агрегата M2

В предыдущем разделе было установлено, что M2 не является слабо экзогенной переменной по отношению к заработной плате. Таким образом, анализ и прогнозирование исследуемых показателей необходимо проводить в рамках системы уравнений.

Цель построения прогноза — в рамках анализа каузальных связей показать потенциальную возможность использования денежного агрегата M2 как информационную переменную для принятия соответствующих решений в области политики доходов и заработной платы населения.

Прогноз переменных осуществлялся на основе приведенной выше векторной авторегрессионной модели с механизмом корректировки ошибки (таблица 3).

Построенная модель обладает достаточно хорошими статистическими характеристиками и имеет экономически содержательные знаки при коэффициентах. Механизм корректировки ошибки также статистически значим и имеет правильный знак, однако его величина для регрессии заработной платы невелика — 0,036, что говорит о низкой скорости приспособления при отклонении заработной платы от своей долгосрочной траектории. Данная модель также не учитывает изменения тренда в динамике заработной платы, наблюдаемого в 2010 г., когда имело место необоснованное повышение исследуемого показателя, связанное с проведением экономической политики, направленной на выполнение прогнозных показателей пятилетки (2006—2010 гг.), а также с периодом предвыборной кампании (рисунок 2).

Таким образом, целесообразно включить в модель фиктивную переменную, учитывающую структурные изменения в динамике заработной платы, произошедшие в 2010 г. После включения в модель фиктивной переменной получена следующая система уравнений:

$$\begin{cases} \Delta \ln(wage)_t = -0,045ECM_{t-1} + 0,209\Delta \ln(M2/p)_{t-1} - 0,290\Delta \ln(M2/p)_{t-2} - 0,086\Delta \ln(wage)_{t-1} - 0,296\Delta \ln(wage)_{t-2} + 0,080D_{2010}, \\ \Delta \ln(M2/p)_t = -0,057ECM_{t-1} + 0,381\Delta \ln(M2/p)_{t-1} - 0,045\Delta \ln(M2/p)_{t-2} - 0,091\Delta \ln(wage)_{t-1} - 0,660\Delta \ln(wage)_{t-2} + 0,034D_{2010}, \\ ECM_t = \ln(wage)_t + 0,085\ln(M2/p)_t \end{cases} \quad (2)$$

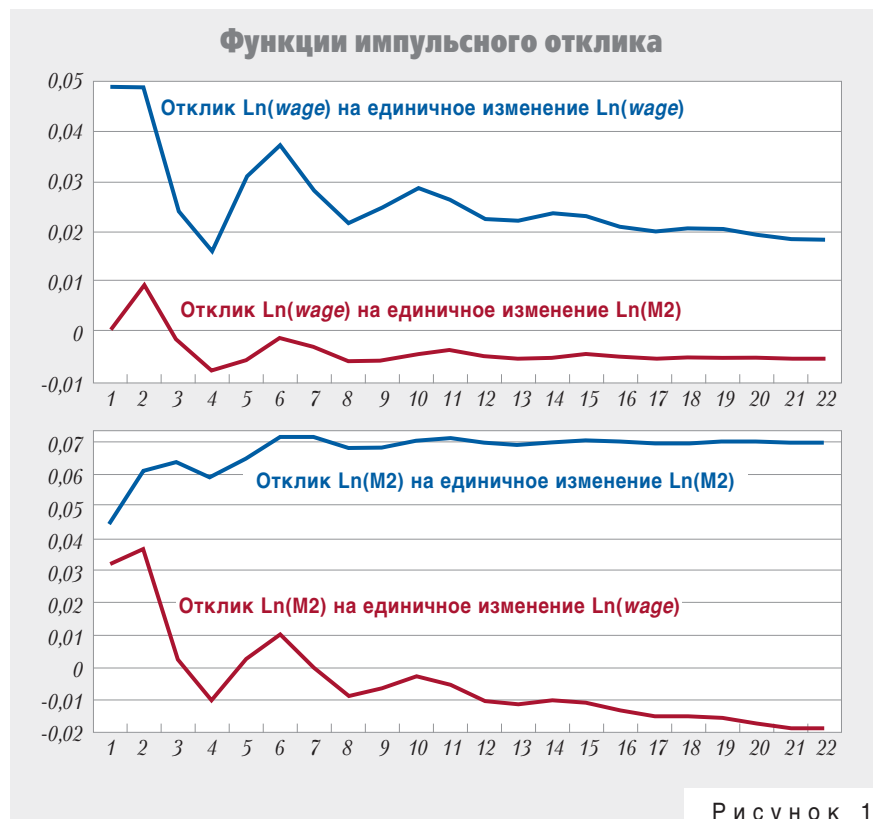


Рисунок 1



Рисунок 2

По проведенным тестам установлено, что статистические характеристики усовершенствованной системы не изменились, что говорит о верной спецификации модели. Коэффициенты при включенной фиктивной переменной оказались статистически значимыми для обеих регрессий. При этом коэффициент при *ЕСМ* регрессии заработной платы системы (2), равный  $-0,045$ , указывает на более быстрое приспособление заработной платы при отклонении от долгосрочной траектории. Также наблюдается увеличение степени реакции заработной платы на изменения в динамике денежного агрегата *М2* — коэффициент эластичности возрос до  $0,085$ .

На основе приведенной системы был построен ретроспективный прогноз на год (рисунок 3), который дал возможность оценить прогнозную точность моделей. Так, проанализировать точность прогноза модели можно путем оценки значения средней абсолютной процентной ошибки прогноза (*МАРЕ*). Для регрессии заработной платы *МАРЕ* составила  $3,21\%$ , для регрессии денежной массы —  $1,79\%$ . Данная точность прогноза является достаточной для оценки будущих значений анализируемых показателей.

В результате оценки будущих значений анализируемых показателей было установлено, что к концу 2011 г. уровень заработной платы составит около 192 тыс. рублей в ценах 2000 г., а объем денежного агрегата — около 3 550,4 млрд. рублей в ценах 2000 г. (рисунок 3).

Для переоценки полученных данных в текущие цены был построен прогноз индекса потребительских цен. Оценка будущих значений показателя инфляции производилась на основе модели *ARIMA(1, 1)* с учетом структурных изменений показателя в конце прогнозного периода (рисунок 4).

Таким образом, по результатам оценок были получены следующие данные: при сохранении кризисных явлений в белорусской экономике до конца года, а также в условиях отсутствия мер по ужесточению денежно-кредитной политики объем денежного агрегата *М2* к концу 2011 г. составит около 40 829 млрд. рублей, что в 1,7 раза превысит уровень аналогичного

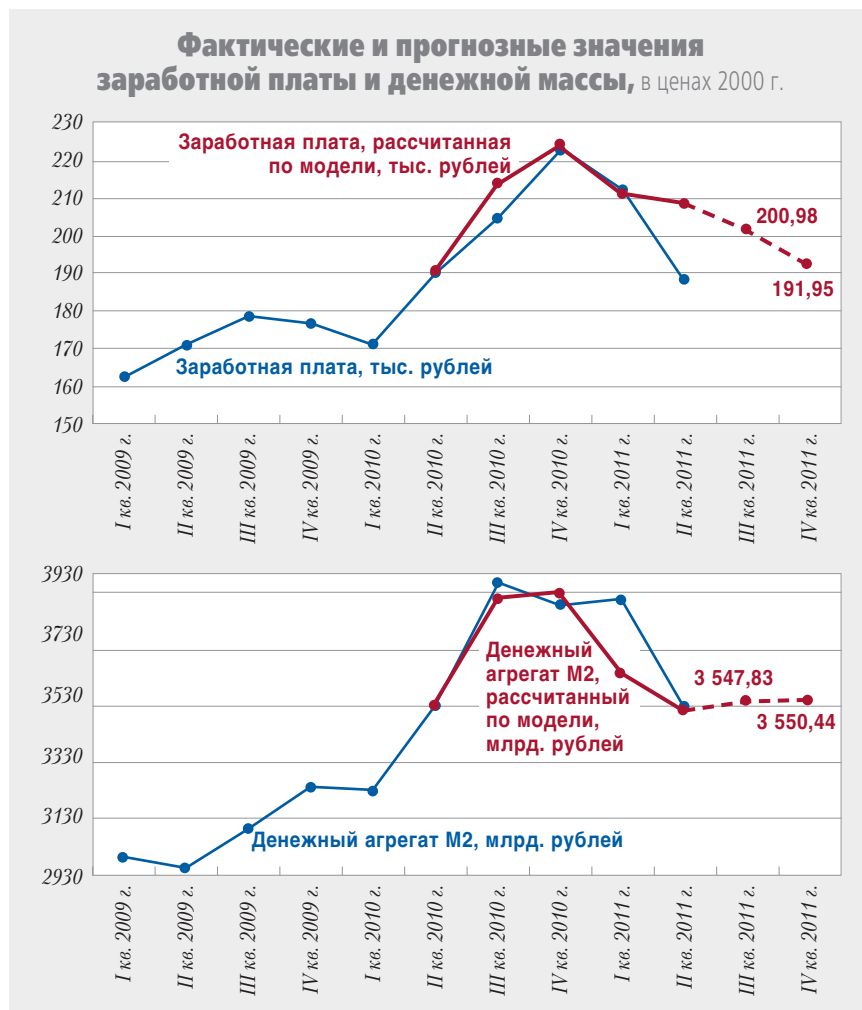


Рисунок 3



Рисунок 4

показателя 2010 г. При данном уровне денежного агрегата *М2* уровень среднемесячной номинальной заработной платы может

составить около 2196 тыс. рублей, однако ее покупательная способность будет ниже уровня начала 2011 г. (рисунок 3).

Используя альтернативные тесты, мы пришли к выводу, что между M2 и заработной платой как в краткосрочном, так и в долгосрочном периодах существует каузальная связь. При этом в краткосрочном периоде динамика денежной массы определяет динамику заработной платы. В долгосрочном периоде наблюдается связь в обоих направлениях, то есть от денежной массы к заработной плате, и наоборот.

Анализ параметров связи от денежного агрегата к заработной плате выявил, что в краткосроч-

ном периоде прослеживается положительное влияние шока денежной массы на уровень заработной платы, в долгосрочном же, напротив, — негативное. Таким образом, при оценке влияния шока денежного предложения на динамику заработной платы было установлено, что рост денежного агрегата M2 на одну единицу (одно стандартное отклонение) приводит в долгосрочной перспективе к снижению заработной платы в среднем на 0,085%. Достаточно невысокое значение эластичности объясняется тем, что предложение де-

нег не является основным фактором, воздействующим на уровень заработной платы.

Также проведенный анализ позволил корректно подойти к проблеме моделирования заработной платы и получить весьма простую, но вместе с тем статистически приемлемую и устойчивую модель, обладающую неплохими прогностическими характеристиками.

\* \* \*

Материал поступил 09.11.2011.

#### Источники:

1. Shapiro, C. & J.E. Stiglitz *Equilibrium unemployment as a worker discipline device* // *American Economic Review*, 1984, 73, p. 433—444.
2. Blanchflower, D.G., A.J. Oswald & P. Sanfey *Wages, profits, and rent-sharing* // *Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111, p. 227—251.
3. Sims, C. *Money, income and causality* // *American Economic Review*. 1972, № 652.
4. Johansen, S. *Statistical Analysis of Cointegration Vector* // *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, 12, p. 231—254.
5. Johansen, S., Juselius, K. *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money* // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, 52, p. 169—210.
6. Granger, C.W. *Investigation Causal Relations Econometrics Models and Cross-Spectral Methods* // *Econometrica*, 1969, 37, p. 424—439.
7. Henry, D.F., Mizon, G.E. *The Pervasiveness of Granger Causality in Econometrics* // *Discussion Paper, Nuffield College, Oxford*, 1998.