



Рис. 4. Динамика готовой металлопродукции, поставленной на внутренний рынок Украины в 2001–2008 гг.

Исходя из приведенных расчетов, уровень потребления проката в Украине к 2015 году может составлять от 21 млн т до 24,5 млн т. Учитывая показатель ввода металлофонда на 1 млн грн осваиваемых инвестиций (60 т), оценка суммарного платежеспособного спроса за 2007–2015 гг. составляет около 135 млн т. Кроме того, учитывая показатели износа металлофонда по группам основных средств, объемы потребления проката в основных отраслях для покрытия данного спроса в период следующих 10 лет составляют: в строительстве 60 млн т; в машиностроении 46 млн т; в трубной и метизной промышленности 27 млн т.

Выводы. Учитывая действующие производственные мощности металлургической отрасли Украины, экономическую деятельность большого бизнеса и основываясь на имеющийся спрос на прокат, что формируется вследствие необходимости обновления основных фондов инфраструктуры и объемов изношенного металлофонда, принять на уровне КМУ Программу развития внутреннего рынка потребления металла, которая будет индикатором роста экономики, на данном этапе выхода из кризисного состояния.

Литература

1. Грищенко С. Г. Производство продукции черной металлургии Украины в январе–июле 2008 года / С. Г. Грищенко // Металлургический компас. Украина – мир. – 2008. – № 9. – С. 35–36.
2. Грищенко С. Г. Підсумки роботи гірничо-металургійного комплексу України в 2007 році та плани галузі на 2008 рік / С. Г. Грищенко // Металлоклуб. – 2008. – № 1. – С. 16–17.
3. Грищенко С. Г. Нет спасения от Китая (Металлурги мира о глобальном кризисе) / С. Г. Грищенко // Металлургический компас. Украина – мир. – 2008. – № 12. – С. 2–5.

УДК 330.43:519.2

А. Б. АЛЁХИН

Одесский национальный политехнический университет,

Н. Н. ВАНИНА

Первомайский политехнический институт

ОПЫТ ПОСТРОЕНИЯ ПРОИЗВОДСТВЕННЫХ ФУНКЦИЙ ПРЕДПРИЯТИЙ ЧЕРНОЙ МЕТАЛЛУРГИИ УКРАИНЫ

На основе статистических данных, что характеризуют основные производственно-экономические показатели деятельности предприятий черной металлургии Украины, исследованы возможности побудови ряду модификаций производственных функций типа Кобба–Дугласа, придатных для використання в комплексных оптимізаційних постановках, наявні труднощі та основні причини їх виникнення.

Based on statistics that characterize the basic production and economic performance of enterprises of ferrous metallurgy in Ukraine the author researches the possibilities of building a number of modifications of the production function of Cobb-Douglas type suitable for use in complex optimization formulations, existing problems and main causes of their appearance.

Использование аппарата производственных функций (ПФ) для целей экономического анализа имеет давнюю историю и особенно эффективно в условиях развитой рыночной экономики. Опыт применения этого

инструментария в СССР и, впоследствии, в странах СНГ свидетельствует о наличии специфических особенностей, затрудняющих построение ПФ в условиях командной и переходных экономик (см., например, [1–8]). При этом указанные трудности связаны не только со спецификой функционирования и развития экономики на этапе перехода к рыночным механизмам хозяйствования, но и с состоянием статистики как в плане ее организации, так и с точки зрения качества статистических наблюдений и статистических материалов.

Как известно, ПФ могут быть использованы не только как инструмент ретроспективного экономического анализа, но и как элементы более сложных экономико-математических построений. Применительно к проблематике микроэкономического уровня ПФ могут выступать, в частности, в качестве математических моделей технологических способов производства и производственной подсистемы предприятий в целом в различных задачах планирования, прогнозирования и управления. Нередко ПФ входят в состав соотношений, формирующих целевую функцию и ограничения разнообразных задач оптимизации. При использовании ПФ именно в этом качестве особенно четко проявляется несовершенство отечественной статистики, низкое качество официальных статистических данных и, как следствие, неудовлетворительные свойства статистических моделей реальных экономических объектов, что нередко исключает возможность использования соответствующих моделей для решения прикладных задач.

Исследования состояния и тенденций развития отечественной черной металлургии с применением математико-статистических методов, выполненные группой авторов в последние годы на базе отраслевых статистических материалов [9–11], также обнаружили ряд особенностей как самих закономерностей развития предприятий отрасли на протяжении 2000-х годов, так и имеющихся статистических данных, которые существенно затрудняют применение методов регрессионного анализа и аппарата производственных функций.

В результате этих исследований было установлено, что большинство основных производственно-экономических показателей деятельности металлургических предприятий в 2000-е годы тесно коррелированы между собой, что отражало ход реальных процессов в отрасли. В частности, доминирующим фактором динамики основных показателей хозяйственной деятельности отечественных металлургических предприятий в этот период был ценовой фактор. Превышение мирового спроса на металлопродукцию над ее предложением способствовало систематическому росту цен на продукцию отрасли и объемов производства, за которыми следовали рост цен на железорудное сырье и энергоносители, выручки от реализации продукции, прибыли, уровня оплаты труда работников металлургических предприятий и валовых инвестиций в развитие предприятий. В условиях тесной взаимозависимости указанных показателей возможности построения статистически значимых регрессионных зависимостей между ними оказались крайне ограниченными.

В связи с отмеченными обстоятельствами цель настоящего исследования состояла в изучении возможностей и собственно построении производственных функций объединения предприятий черной металлургии Украины, которые были бы пригодны для использования в оптимизационных постановках, предназначенных для решения задач оценки экономической эффективности и конкурентоспособности предприятий, их экономического и инновационного потенциалов в рамках новых подходов, опирающихся на системное моделирование и методы оптимизации [12–14].

Авторами настоящего исследования были рассмотрены возможности построения ПФ типа Кобба–Дугласа в таких модификациях [15, 16]:

$$Y = A \cdot (c \cdot K)^{\alpha_K} \cdot L^{\alpha_L}; \quad (1)$$

$$Y = A \cdot e^{\lambda \cdot t} \cdot (c \cdot K)^{\alpha_K} \cdot L^{\alpha_L}; \quad (2)$$

$$Y = A \cdot e^{\lambda \cdot I_t} \cdot (c \cdot K)^{\alpha_K} \cdot L^{\alpha_L}; \quad (3)$$

$$Y = A \cdot e^{\lambda \cdot I_t} \cdot (c \cdot K)^{(1-b) \cdot r} \cdot L^{(1-b) \cdot r}; \quad (4)$$

где $I_t = \sum_{\tau=1}^t \chi_{\tau} \cdot I_{\tau}^{\Sigma} / \chi_1 \cdot I_1^{\Sigma}$, Y – результат производства; K – основной капитал; L – труд; c – коэф-

фициент использования производственных мощностей; I_t^{Σ} – валовые инвестиции в основной капитал в момент времени t ($t = 1$ для базового периода); χ_t – доля инвестиций, направляемых в момент времени t на улучшение ОПФ; I_t – суммарные инвестиции в улучшение ОПФ за весь предшествующий (включительно) моменту времени t период, выраженных в базисных темпах роста; b – доля фонда оплаты труда работников основного производства в общей стоимости товарной продукции; A , λ , α_K , α_L , r – параметры модели, подлежащие статистическому оцениванию (A – коэффициент масштаба; λ – параметр нейтрального технического прогресса; α_K , α_L – коэффициенты эластичности выпуска по производственным факторам (капиталу и труду)).

Таким образом, во всех указанных выше ПФ учитывается тот факт, что результат производства Y определяется фактически используемыми основными производственными фондами, а не фондами, находящимися на балансе предприятий. Указанное обстоятельство исключительно важно в условиях переходной экономики и кризисных явлений. В моделях (2)–(4) учитывается в качестве дополнительных факторов время (ПФ вида (2)) и

инвестиции в улучшение ОПФ, индуцирующие НТП (ПФ вида (3) и (4)). В моделях (2)–(4) дополнительные факторы, следовательно, ассоциируются с научно-техническим прогрессом, выражающимся в изменении эффективности использования основных факторов производства.

Информационной основой исследования послужили данные об объемах товарной продукции и чистой прибыли, производственных мощностях и уровнях использования производственных мощностей, объемах производства готового проката, численности промышленно-производственного персонала и численности работников осинового производства, среднемесячной заработной платы одного работающего и работника основного производства, объемах валовых инвестиций в основной капитал и объемах инвестиций в улучшение основных производственных фондов предприятий черной металлургии Украины за период с 2000-го по 2008 годы с поквартальной разбивкой.

В результате предварительного анализа статистических данных и попыток построения ПФ на различных наборах данных на заключительном этапе построения производственных функций объединений предприятий отрасли были отобраны показатели, характеризующие объем товарной продукции, величину чистой прибыли, производственные мощности, уровень их использования, численность работников основного производства, фонд оплаты труда работников основного производства, объемы инвестиций в улучшение основных производственных фондов.

С целью приведения статистических данных к сопоставимому виду был осуществлен переход к базисным показателям темпов роста с использованием 2000-го года в качестве базисного периода. Как альтернатива исходной формы данных рассмотрены показатели товарной продукции и чистой прибыли предприятий, фонда оплаты труда работников, а также инвестиций в улучшение основных производственных фондов, откорректированные с учетом динамики индекса цен на готовый прокат. (В дальнейшем такие показатели будут указываться как показатели в базовых ценах).

В качестве результирующего показателя (зависимой переменной) в указанных моделях рассмотрены показатели товарной продукции и чистой прибыли предприятий ОП “Металлургпром” в реальном исчислении и в базисных ценах.

Для статистического оценивания параметров моделей, с учетом их мультипликативной формы и необходимости приведения к линейному виду с целью применения стандартных методов множественной линейной регрессии, в исследовании использованы динамические ряды следующей структуры:

- для моделей вида (1): $(\ln Y_0 \text{ или } \ln Y''_0 \text{ или } \ln Y' \text{ или } \ln Y'', \ln(c \cdot K), \ln L)$;
- для моделей вида (2): $(\ln Y_0 \text{ или } \ln Y''_0 \text{ или } \ln Y' \text{ или } \ln Y'', t, \ln(c \cdot K), \ln L)$;
- для моделей вида (3): $(\ln Y_0 \text{ или } \ln Y''_0 \text{ или } \ln Y' \text{ или } \ln Y'', I_t, \ln(c \cdot K), \ln L)$,
- для моделей вида (4): $(\ln Y_0 \text{ или } \ln Y''_0 \text{ или } \ln Y' \text{ или } \ln Y'', I_t, (1 - b) \cdot \ln(c \cdot K), b \cdot \ln L)$,

где Y' , Y'' – показатели товарной продукции и чистой прибыли предприятий соответственно, а нижний индекс “0” указывает на показатели, исчисленные в базисных ценах.

На первом этапе исследования статистическое оценивание параметров каждой модели (из четырех указанных выше типов на основе всех возможных комбинаций результирующих показателей, всего 16 спецификаций) проведено с помощью методов множественной линейной регрессии, реализованных в статистическом пакете прикладных программ “Statistica”.

В таблице 1 приведены результаты статистического оценивания параметров тех моделей, для которых значения указанных параметров имели экономический смысл и удовлетворительные статистические характеристики в целом.

Таблица 1

Параметры производственных функций предприятий черной металлургии Украины (пакет “Statistica”)

Тип модели	Номер модели	Модель	Параметр				
			A	λ	α_K	α_L	R^2
(1)	1	$Y'_0 = F(K, L)$	0,8672*	–	1,0114*	0,1254	0,9538
(2)	2	$Y'_0 = F(K, L, t)$	0,8452*	0,0222	0,4819	0,6414*	0,9591
(3)	3	$Y'_0 = F(K, L, I_t)$	0,8525*	0,0309*	0,3185	0,7683*	0,9632
(4)	4	$Y'_0 = F'(K, L, I_t)$	0,8487*	$\cong 0,0000$	1,1546*	0,0052*	0,9518
	5'	$Y' = F'(K, L, I_t)$	0,9568	0,0497*	0,8865*	0,0040*	0,9019

Примечание:* – статистически значимые параметры.

Как видно из данных в таблице 1, построение ПФ, обладающих удовлетворительными как в статистическом отношении, так и в содержательном, экономическом плане параметрами, оказалось возможным только в случаях, когда в качестве зависимой переменной был использован показатель товарной продукции предприятий. В тех моделях, в которых для этих целей был применен показатель чистой прибыли, либо некоторые параметры ПФ принимали отрицательные значения, что свидетельствовало о невыполнении базовых предположений относительно ПФ, либо качество аппроксимации исходных статистических данных было ниже допусти-

мого уровня. Сказанное в полной мере относится и к большинству моделей, построенных на основе стоимостных показателей, рассчитанных в реальных ценах.

Обращается на себя внимание и определенное сходство параметров моделей вида (1) и (4), несмотря на то, что модели (4) в отличие от моделей вида (1) в явной форме учитывают фактор научно-технического прогресса. Объяснение этого обстоятельства кроется в достаточно дискуссионных, по нашему мнению, применительно к условиям отрасли предположениях моделей вида (4), в соответствии с которыми основные факторы производства (фонды и труд) используются оптимально, и отношение эластичностей по труду и капиталу определяется долей оплаты труда в стоимости выпущенной продукции [17]. В то же время показательным является тот факт, что степени однородности всех функций (γ), за исключением последней модели (модель № 5'), наряду со значениями параметра A , очень близки по величине между собой (табл. 2), что может расцениваться как косвенный дополнительный аргумент в пользу экономической состоятельности указанных моделей.

Таблица 2

Коэффициенты эластичности выпуска по факторам и степень однородности ПФ

Тип модели	Номер модели	Модель	Параметр		
			α_K	α_L	γ
(1)	1	$Y_0 = F(K, L)$	1,0114	0,1254	1,1368
(2)	2	$Y_0 = F(K, L, t)$	0,4819	0,6414	1,1233
(3)	3	$Y_0 = F(K, L, I_t)$	0,3185	0,7683	1,0868
(4)	4	$Y_0 = F^*(K, L, I_t)$	1,1546	0,0052	1,1598
	5'	$Y^* = F^*(K, L, I_t)$	0,8865	0,0040	0,8905

Как и следовало ожидать, точность аппроксимации статистических рядов моделями, учитывающими фактор времени, оказалась выше, хотя и незначительно. Вместе с тем, несмотря на хорошие статистические характеристики итоговых моделей, статистические свойства одного или двух параметров в каждой из них не соответствовали допустимому уровню. Таким образом, в целом результаты идентификации параметров ПФ можно оценить как достаточно посредственные, а возможности построения качественных моделей – весьма ограниченными.

Известно, что источниками основных трудностей построения ПФ обычно являются: а) несоответствие характера процессов функционирования объекта моделирования базисным предположениям модели; б) недостаточно полный учет действующих факторов; в) качество статистического материала; г) точность вычислений.

Факторы а) и б) в настоящем исследовании частично учтены путем рассмотрения различных модификаций ПФ. Для уточнения влияния последнего из отмеченных факторов параметры моделей всех четырех видов и вновь для всех возможных сочетаний наборов исходных временных рядов были оценены с помощью методов нелинейной оптимизации (в данном исследовании использован метод сопряженных градиентов) по критерию минимума суммы квадратов отклонений расчетных и фактических значений зависимой переменной непосредственно по исходным формам ПФ, исключаяющим логарифмирование и обратное преобразование данных.

Оценки параметров моделей, удовлетворяющих экономическим предположениям теории производства и производственных функций, приведены в таблице 3.

Таблица 3

Параметры производственных функций предприятий черной металлургии Украины (метод сопряженных градиентов)

Тип модели	Номер модели	Модель	Параметры					
			A	λ	α_K	α_L	Σ^*	R^2
1	1	$Y_0 = F(K, L)$	0,8465	–	1,1346	0,0430	0,0855	0,8065
	1'	$Y_0^n = F(K, L)$	0,3948	–	4,0808	2,2812	1,5272	0,7018
2	2	$Y_0 = F(K, L, t)$	0,8247	0,0207	0,6514	0,5169	0,0749	0,8303
	2'	$Y_0^n = F(K, L, t)$	0,3731	0,1415	3,8089	1,0544	4,2065	0,9147
3	3	$Y_0 = F(K, L, I_t)$	0,8301	0,0269	0,5538	0,4825	0,0692	0,8433
	3'	$Y^* = F(K, L, I_t)$	0,8883	0,0538	0,7625	2,0370	1,7024	0,9549
	3''	$Y^n = F(K, L, I_t)$	0,5186	0,0241	4,8750	1,1471	5,5011	0,8885
4	5	$Y_0 = F^*(K, L, I_t)$	0,8438	0,0182	0,7358	0,0033	0,0748	0,8308
	5'	$Y^* = F^*(K, L, I_t)$	0,9256	0,0440	1,3743	0,0062	1,8792	0,9503
	5''	$Y^n = F^*(K, L, I_t)$	0,5293	0,0183	5,2428	0,0237	5,5684	0,8872

Примечание:* – минимум суммы квадратов отклонений.

Специальные методы оптимизации во всех случаях позволили получить модели, обладающие более высоким уровнем аппроксимации соответствующих временных рядов. В частности, о более высокой точности

моделей, приведенных в таблице 3, свидетельствует тот факт, что значения коэффициента детерминации R^2 для таких моделей во всех случаях превышали значения коэффициента детерминации, рассчитанные по первичным, исходным данным для соответствующих моделей, представленных в таблице 1 и построенных с помощью пакета "Stastica". Здесь важно заметить, что в таблице 1 указаны значения коэффициента детерминации, рассчитанные этим пакетом по логарифмированным данным, которые в силу этого несопоставимы со значениями коэффициента детерминации из таблицы 3.

В общем, сравнение результатов статистического оценивания параметров ПФ, полученных с помощью различных методов, указывает, с одной стороны, на влияние ошибок округления исходных данных при прямых и обратных преобразованиях данных вследствие необходимости линеаризации производственных функций с целью применения стандартных методов множественной линейной регрессии, а с другой стороны, свидетельствует об их определенном сходстве и принципиальной возможности применения обоих подходов.

В то же время, применение более точных математических методов статистического оценивания параметров ПФ позволило также получить и более широкий спектр моделей с экономически осмысленными параметрами. В частности, это относится к моделям, в которых в качестве зависимой переменной использован показатель чистой прибыли предприятий (модели № 1', 3", 5", табл. 3). Вместе с тем, качество аппроксимации временных рядов с помощью этих моделей по критерию минимума суммы квадратов отклонений, как это следует из таблицы 3, существенно ниже качества аппроксимации, обеспечиваемого моделями с показателем товарной продукции как зависимой переменной. В свою очередь, модели, построенные на данных, выраженных в фактических стоимостных показателях, по сравнению с моделями, построенными на данных в базисных ценах, также обладают несколько худшими характеристиками аппроксимации по критерию минимума суммы квадратов отклонений. В обоих случаях это можно объяснить действием неучтенных в таких моделях факторов и, следовательно, более низким уровнем экономической обоснованности спецификаций самих исследованных моделей.

В целом, модели зависимости товарной продукции от всех учетных факторов, построенные на статистических рядах, в которых стоимостные показатели исчислены в базисных ценах, являясь более обоснованными с экономической точки зрения, оказались и более качественными в статистическом плане независимо от использованных методов идентификации параметров.

Таким образом, проведенные исследования подтвердили наличие определенных, хорошо известных трудностей в построении качественных статистических моделей производства на уровне предприятий по реальным данным и возможность их преодоления применительно к реальным условиям черной металлургии Украины с относительно удовлетворительными результатами.

Литература

1. Bairam E. Elasticity of Substitution, Technical Progress and Returns to Scale in Branches of Soviet Industry: A New CES Production Function Approach / E. Bairam // Journal of Applied Econometrics. – 1991. – Vol. 6. – No. 1. – P. 91–96.
2. Яременко Ю. В. Исследование взаимосвязи факторов роста экономики СССР в 1950–1970 гг. // Математические методы решения экономических задач : сб. науч. тр. : статьи / Ю. В. Яременко, Э. Б. Ершов, А. С. Смышляев. – М. : Наука, 1974. – Вып. 6. – С. 31–48.
3. Раяцкас Р. Л. Анализ экономического роста и оценка долгосрочных прогнозов / Р. Л. Раяцкас, О. А. Бальсис. – Вильнюс : Минтис, 1979. – 381 с.
4. Иванилов Ю. П. Производственная народнохозяйственная функция / Ю. П. Иванилов, В. Б. Положишников, В. Н. Рассадин. – М. : ВЦ АН СССР, 1983. – 44 с.
5. Исследование динамики макроэкономических показателей методом производственных функций / А. П. Абрамов, В. А. Бессонов, Л. Г. Никифоров, К. С. Свириденко. – М. : ВЦ АН, 1986. – 69 с.
6. Gavrilin E. Russian Economic Growth : Perspectives and Impediments / E. Gavrilin // Hitotsubashi Journal of Economics. 1997. – Vol. 38. – No. 1. – P. 33–44.
7. Гавриленков Е. Е. Экономический рост и долгосрочная стратегия развития России / Е. Е. Гавриленков // Российская экономика : опыт трансформации 1990-х годов и перспективы развития задач : сб. науч. тр. : статьи. – М. : ГУ-ВШЭ, 2000. – С. 55–78.
8. Kushnirsky F. I. A Modification of the Production Function for Transition Economies Reflecting the Role of Institutional Factors / F. I. Kushnirsky // Comparative Economic Studies. 2001. – Vol. 43. – No. 1. – P. 1–30.
9. Брутман А. Б. Анализ использования ресурсов в задачах оценки конкурентоспособности и инновационного уровня металлургических предприятий / А. Б. Брутман, Е. М. Постолов, С. И. Савчук // Економіка : проблеми теорії та практики : зб. наук. пр. : статті. – Дніпропетровськ, 2009. – Вип. 248. – Т. II. – С. 345–358.
10. Постолов Е. М. Тенденции динамики цен в черной металлургии России и Украины как фактора конкурентоспособности / Е. М. Постолов, С. И. Савчук, В. О. Кошеленко // Економіка : проблеми теорії та практики : зб. наук. пр. : статті. – Дніпропетровськ, 2009. – Вип. 249. – Т. III. – С. 692–708.
11. Постолов Е. М. Многомерный статистический анализ связи валовых инвестиций и основных показателей деятельности предприятий черной металлургии Украины / Е. М. Постолов, В. О. Кошеленко // Вісник Хмельницького університету. – Т. 3. (Сер. "Економічні науки"). – № 2. – 2009. – С. 148–152.

12. Диленко В. А. Экономико-математические модели инновационной деятельности производственного предприятия / В. А. Диленко, С. А. Шпак // Економіка промисловості. – 2005. – № 1. – С. 44–53.
13. Диленко В. А. Математические модели формирования и анализа экономического потенциала / В. А. Диленко, О. В. Захарова // Проблемы развития внешнеэкономических связей и привлечения иностранных инвестиций : региональный аспект : сб. науч. тр. : статьи. – 2009. – С. 202–208.
14. Савчук С. И. Основы теории конкурентоспособности / С. И. Савчук. – Мариуполь : ИПРЭЭИ НАН Украины, Рената, 2007. – 520 с.
15. Шараев Ю. В. Теория экономического роста : учеб. пособие / Ю. В. Шараев. – М. : Изд. дом ГУ ВШЭ, 2006. – 254 с.
16. Чечурина М. Р. Анализ моделей научно-технического прогресса как фактора экономического развития / М. Р. Чечурина // Вестник МГТУ. – 2005. – Т. 8. – № 2. – С. 338–347.
17. Оппенлендер К. Технический прогресс : воздействие, оценки, результаты / К. Оппенлендер. – М. : Экономика, 1981. – 176 с.

УДК 311(076)

А. О. БЛИНОВ

Всероссийский заочный финансово-экономический институт,

А. В. СИДОРОВА

Донецкий национальный университет

БЕДНОСТЬ В РОССИИ И В УКРАИНЕ: СХОДСТВО И РАЗЛИЧИЯ

В статье рассмотрены некоторые причины бедности в России и в Украине. Выполнен сравнительный анализ показателей, характеризующих бедность, выявлены общие закономерности формирования расходов госбюджета на социальные цели под влиянием экономического роста. Установлены различия в подходах к преодолению бедности, связанные с социально-экономическими условиями в этих странах.

Some reasons of poverty in Russia and Ukraine are considered in the article. The comparative analysis of indexes, characterizing poverty is executed. The general consistent patterns of forming of state budget social expenditures caused by economic growth are revealed. The distinctions among the approaches to poverty alleviation related to the socio-economic conditions in these countries are determined.

Мировая экономическая система на современном этапе приобрела новый облик, появились новые глобальные проблемы, но неизменной в их числе остается проблема бедности. К настоящему времени она определена как глобальная проблема, поскольку за чертой бедности, по подсчетам международных организаций, находится более миллиарда людей в мире. С начала 90-х годов проблема оценки масштабов бедности, определения степени материального неравенства граждан стала основной темой большинства социологических исследований. Это характерно и для России, и для Украины, т.к. начало экономических реформ в обеих странах повлекло за собой обесценение сбережений населения, рост безработицы, появление и развитие феномена хронической задолженности по заработной плате и социальным выплатам, что привело к значительному падению уровня доходов и потребления большей части населения. Обозначенные проблемы актуализируют изучение бедности и закономерностей ее изменения.

Целью статьи является обоснование концептуальных подходов к оценке закономерностей развития бедности и формирования расходов госбюджета на социальные цели в России и Украине.

Проблему оценки бедности исследовали многие известные ученые, такие как: П. Алкок, И. Елисеева, М. Ефимова, В. Ивантер, А. Некипелов, А. Мельниченко, Н.М. Римашевская, А. Сент, А. Суринов, Э. Либанова, В. Мандыбура, А. Ревенко, Л. Черенько и др. В работах этих исследователей рассмотрены разные трактовки бедности, особенности ее измерения, социальные возможности получения людьми доступа к материальным благам и другие вопросы.

Исследователи данной проблемы утверждают, что бедность преодолеть нельзя. Она будет всегда и везде. В любом обществе, даже сверхбогатом, существует бедность. Бедность всегда сопровождает социальную дифференциацию населения любой страны. Социальная дифференциация населения имела место и в советское время, так как льготами и привилегиями пользовалась партийно-хозяйственная номенклатура, работники госбезопасности, высшие военные чины. Позже появилась прослойка цеховиков, дельцов, спекулянтов, которые накопили стартовый капитал для обогащения. Существовала и бедность, но она была скрытой, а потому создавала иллюзию достатка, так как распределение доходов между подавляющей частью наемных работников носило уравнилительный характер. Невысокий уровень оплаты труда у абсолютного большинства людей делала их равными в бедности и не давала возможности для сравнения. С переходом к рыночным условиям ситуация принципиально изменилась, а расслоение населения еще более усилилось.

В настоящее время в России и в Украине значительная часть населения находится за чертой бедности или близко к границе “социального дна”. По мнению В.И. Якунина, в настоящее время “Разрывы развитости