

Удельные затраты в отраслях российской промышленности: ведут ли прямые инвестиции к их снижению?

Канторович Г.Г., Назруллаева Е.Ю.

В прикладной теории роста технический прогресс рассматривается как основа роста экономики. Инвестиции представляют собой источник накопления капитала и не связаны с улучшением технологий производства. В данной работе рассматривается роль инвестиций как вложений в улучшение технологий производства, что позволяет предприятиям снизить затраты на производство продукции. На основе данных официальной статистики Росстата в период с 1995 по 2004 гг. анализируется влияние инвестиционных процессов в отрасли на динамику удельных затрат (затрат на единицу стоимости произведенной продукции). Оцениваются модели коррекции ошибками для каждой отрасли, анализируются долгосрочные равновесия между инвестициями и затратами, а также краткосрочные отклонения от данных равновесий. Моделирование взаимосвязи инвестиционных процессов со структурой затрат позволяет ответить на вопрос, действительно ли отраслевые инвестиции хотя бы частично направлены на улучшение технологий. Это, в свою очередь, должно свидетельствовать о природе экономического роста в отраслях промышленности: является рост интенсивным или экстенсивным. Если инвестиции не ведут к техническому прогрессу, это означает, что инвестиционные процессы в отрасли неэффективны. Результаты анализа структуры затрат варьируются в зависимости от отрасли и свидетельствуют о том, что эффективность инвестиций в технологии производства может быть поставлена под сомнение для многих отраслей российской промышленности.

Ключевые слова: удельные затраты, технический прогресс, прямые инвестиции, промышленность, модели коррекции ошибками.

1. Введение

В теории экономического роста инвестиции рассматриваются преимущественно с точки зрения накопления капитала. Дополнительные инвестиции ведут к увеличению запаса капитала в экономике и, соответственно, к увеличению объема выпуска (поскольку капитал является фактором производства), т.е. к экономическому росту. При этом параметры производственной функции полагаются либо неизменными, либо ме-

Канторович Г.Г. – к.ф.-м.н., зав. кафедрой математической экономики и эконометрики ГУ ВШЭ.
Назруллаева Е.Ю. – аспирант ГУ ВШЭ.

Статья поступила в Редакцию в январе 2009 г.

няющимися во времени, но без связи с инвестициями. Однако технический прогресс можно рассматривать и как процесс создания новых более эффективных технологий: рост инвестиций в научно-технические разработки (R&D) связан с ростом совокупного объема инвестиций и ведет к техническому прогрессу. Конечно, рост объема производства и НТП является не единственным мотивом инвестиций. На микроуровне, помимо улучшения используемых в производстве технологий и вложений в научно-исследовательские разработки, инвестиции могут быть направлены на изменение структуры производства (ассортимента производимой продукции) или выполняться из стратегических соображений (с целью конкурировать в отрасли или осуществлять сделки по слиянию и поглощению). В данной работе эти направления инвестирования не рассматриваются.

Условно можно разделить интенсивный и экстенсивный рост выпуска: экстенсивный рост подразумевает, что осуществляемые инвестиции ведут только к расширению производства, интенсивный рост – инвестиции улучшают технологии производства и снижают издержки. Мотивации к инвестициям исследуется в работе [18], где издержки фирмы оцениваются как функция от факторов производства, инвестиций в основной капитал и уровня цен на основе данных по пищевой промышленности в США в 1980-е гг. Из полученных результатов следует, что мотивацией к инвестициям было снижение затрат на производство.

Согласно официальной статистике Росстата, отраслевые инвестиции в основной капитал на протяжении последних лет характеризуются существенным ростом. Около 80% от общего объема инвестиций в Российской Федерации приходилось на промышленность, из них порядка 40% направлялось в отрасли топливной промышленности, преимущественно в нефтедобывающую промышленность [25]. В работе на основе эмпирического анализа динамики инвестиций в сопоставлении с динамикой доли затрат на производство продукции делается попытка выявить отрасли, в которых инвестиции приводили не только к росту выпуска, но и к снижению удельных материальных затрат.

В контексте данной работы в качестве индикатора эффективности производства рассматривается снижение затрат на единицу стоимости произведенной отраслью продукции вследствие роста инвестиций в основной капитал. Если рост инвестиций ведет к снижению затрат на единицу стоимости выпуска, можно говорить о наличии технического прогресса. Однако в данном случае довольно сложно различить интенсивный и экстенсивный рост, поскольку снижение доли затрат может происходить как за счет снижения удельных издержек производства, так и за счет изменения структуры производимой отраслью продукции и/или изменения относительных цен.

Взаимосвязь отраслевой структуры производства, его эффективности и удельных затрат в литературе анализируется в большей степени в теории отраслевых организаций, т.е. на микроуровне. Предполагается, что из-за конкуренции в отрасли фирмы стремятся снизить издержки на производство. С этой точки зрения инвестиции могут рассматриваться как вложения в разработку и внедрение новых продуктов, что предполагает улучшение и изменение технологий производства [23]. При этом снижение затрат, во-первых, сопряжено для фирмы с издержками по поддержанию достигнутого уровня эффективности производства, во-вторых, чем выше достигнутый уровень эффективности, тем дороже дальнейшее улучшение технологий [10].

При агрегировании от уровня фирмы до уровня отрасли ситуация усложняется неравномерностью инвестиционного процесса, а также возможным закрытием наименее эффективных предприятий. Гипотеза, схожая с основным предположением данной работы, анализируется в работе [19] на примере 12 укрупненных (в соответ-

ствии с отраслевым классификатором SIC) отраслей обрабатывающей промышленности в США: расходы на R&D положительно влияют на производительность и ведут к снижению затрат на производство. При этом отраслевые затраты на производство рассматриваются как функция относительных цен на факторы производства (труд, капитал и другие ресурсы, используемые в производстве), объема производства, времени изменения технологий (структурного сдвига) и объема расходов на R&D.

Данная работа является граничной между микро- и макрообоснованиями стимулов к инвестициям и изучает, каким образом инвестиции, агрегированные от уровня фирмы до отраслей, влияют на структуру производственного процесса. В настоящее время в большинстве работ макроуровня предполагается, что производственный процесс можно представить с точки зрения производственной функции с экзогенно заданными коэффициентами использования капитала, труда и прочих затрат факторов в производстве. В том случае, если предположения данной работы верны, т.е. инвестиции могут оказывать влияние на эффективность производства, во-первых, говорить о постоянстве коэффициентов производственных функций и постоянстве коэффициентов затрат некорректно, во-вторых, необходимо построение более сложных индикаторов технического прогресса, которые способны учитывать влияние инвестиционных процессов на коэффициенты затрат.

Верификация гипотезы об эффективности производства предполагает моделирование структуры затрат как функции от инвестиций. То есть ожидается, что динамика инвестиций в основной капитал объясняет динамику структуры затрат, что и будет характеризовать наличие или отсутствие технического прогресса в отрасли. С этой целью в работе оцениваются авторегрессионные модели с распределенными лагами по отраслям, учитывающие влияние инвестиций в основной капитал. В случае, если процессы для доли затрат и инвестиций стационарны (TS) или же при наличии долгосрочного равновесия (коинтеграции между структурой затрат и инвестициями), строятся модели коррекции ошибками, характеризующие краткосрочные отклонения от долгосрочного равновесия и влияние инвестиций на динамику структуры затрат в краткосрочном и долгосрочном периодах.

Итогом работы является построение отраслевых моделей, позволяющих объяснить динамику структуры затрат (затрат на единицу стоимости выпуска) за счет динамики инвестиций в основной капитал. В работе для анализа были выбраны следующие отрасли промышленности (10000) в соответствии с отраслевым классификатором ОКОНХ: электроэнергетика (11100); топливная промышленность (11200), нефтедобывающая промышленность (11210), нефтеперерабатывающая промышленность (11220), газовая промышленность (11230); угольная промышленность (11300); черная металлургия (12100); цветная металлургия (12200); химическая и нефтехимическая промышленность (13000); машиностроение и металлообработка (14000); лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность (ЛДЦБ) (15000); легкая промышленность (17000); пищевая промышленность (18000).

Далее работа структурирована следующим образом. В разделе 2 приводится методология исследования и описание данных, на основе которых верифицируются основные предположения работы. Общий вид модели формулируется в разделе 3, данные по структуре затрат и инвестициям тестируются на наличие структурных сдвигов, приводятся результаты тестов на наличие коинтеграции и причинность по Грэнджеру, а также представлены результаты эконометрического моделирования. Выводы работы относительно отраслевой эффективности инвестиций и их влияния на технический прогресс приводятся в разделе 4.

2. Методология исследования и данные

В работе используется официальная статистическая информация Росстата (www.gks.ru). Анализируемый временной интервал охватывает период с I квартала 1995 г. по IV квартал 2004 г., т.е. количество наблюдений $T = 40$. Выбор 2004 г. в качестве завершающего обусловлен методологическими проблемами. Российская отраслевая статистика до 2005 г. агрегируется с уровня предприятий по принципу выделения хозяйственных отраслей, т.е. по принципу отраслевой принадлежности продукции, преобладающей в производстве. Классификация отраслей до 2005 г. строилась на основе классификатора ОКОНХ, а с 2005 г. статистическая отчетность была переведена на классификатор ОКВЭД. Из-за перехода к новому классификатору нарушается преемственность отраслевых временных рядов по затратам и инвестициям. В ОКОНХ отрасль представляет собой совокупность предприятий, производящих однородную продукцию, т.е. в качестве объекта классификации выделяется предприятие (по профилирующему виду деятельности). Напротив, в ОКВЭД объектом классификации является вид экономической деятельности, который характеризуется затратами на производство, процессом производства и выпуском продукции (оказанием услуг). Кроме того, в ОКВЭД меняются границы существующих видов деятельности, поэтому пересчет показателей представляет собой методологически сложно решаемую задачу. Именно по данной причине анализируемый в работе временной интервал ограничен 2004 г. и не включает в себя доступную информацию по 2005–2008 гг. Ограничение периода анализа 1995-м годом связано, во-первых, с ограниченностью более ранней доступной статистической информации, во-вторых, является содержательным: рассматривать трансформационный период высокой инфляции в контексте данной работы не имеет смысла.

Для анализа взаимосвязи динамики затрат на рубль выпуска с инвестициями в основной капитал используются следующие данные:

- отраслевые материальные затраты, статистическая форма «5-З», квартальные данные 1997–2004 гг., ежегодные данные 1995–1996 гг., в ценах производителей (источник: Росстат);
 - отраслевые инвестиции в основной капитал, квартальные данные 1995–2004 гг., ежегодные данные 1995–1998 гг. (источник: Росстат);
 - объем промышленной продукции предприятий, квартальные данные 1995–2004 гг. (источник: Росстат);
 - совокупный индекс реальных инвестиций в основной капитал, квартальные данные 1995–2004, I квартал 1993 г. как базовый (источник: Росстат);
 - отраслевые индексы цен производителей (ИЦП), 1995–2004 гг., I квартал 1995 г. как базовый (источник: Росстат).

Статистическая форма «5-З» содержит в себе агрегированные до уровня отраслей сведения о структуре затрат на производство и реализацию продукции (работ, услуг). Согласно методическим положениям Росстата, затраты на производство и реализацию продукции (товаров, услуг) для нефинансовых предприятий включаются в промежуточное потребление, т.е. характеризуют стоимость товаров и услуг, потребленных предприятиями сектора нефинансовых корпораций в течение отчетного периода с целью производства других товаров и услуг (за исключением потребления основного капитала). Основными компонентами затрат являются: материальные затраты, затраты на оплату труда, отчисления на социальные нужды, амортизация, прочие затраты (износ, арендная плата, вознаграждения за изобретения, проценты

по кредитам банков, суточные и подъемные, налоги, включенные в себестоимость, отчисления во внебюджетные фонды, отчисления в ремонтный фонд, оплата услуг сторонних организаций, другие прочие затраты).

Инвестиции в основной капитал, в свою очередь, представляют собой совокупность затрат, направляемых на создание и воспроизведение основных фондов (новое строительство, расширение, реконструкцию и техническое перевооружение объектов, приобретение машин, оборудования, инструмента и инвентаря и т.д.) [4]. Причем в соответствии с действующими правилами учета в состав инвестиций в основной капитал не включаются затраты на капитальный ремонт и инвестиции в нематериальные произведенные активы.

В рамках данной работы индикатором технического прогресса выбрана динамика снижения материальных затрат на единицу стоимости продукции выпуска. Материальные затраты являются основной составляющей совокупных затрат на производство и реализацию продукции. В их состав включаются такие компоненты, как:

- расходы на приобретение сырья, материалов, покупных полуфабрикатов, комплектующих изделий для производства и реализации продукции;
- расходы на транспортировку, хранение и доставку грузов, осуществляемые федеральным железнодорожным транспортом;
- расходы на приобретение топлива (продукты нефтепереработки, газ природный, уголь, другие виды топлива);
- расходы на энергию (электрическая энергия, тепловая энергия);
- использование импортного сырья, материалов и покупных изделий.

Таким образом, технический прогресс, связанный с разработкой и внедрением менее ресурсоемких и энергоемких технологий производства (R&D), должен привести к снижению соответствующих компонентов в расчете на единицу стоимости выпуска, что обусловит снижение структуры матзатрат. Другой традиционный показатель технического прогресса – замена труда капиталом – представляется нехарактерным для российской экономики в анализируемом периоде, а потому не рассматривается в нашем анализе.

Инвестиции в основной капитал, в свою очередь, в соответствии с методологией Росстата, подразделяются по источникам финансирования:

- 1) на собственные средства (прибыль);
- 2) на привлеченные средства – средства федерального бюджета, бюджеты субъектов РФ и местные бюджеты, кредиты банков (в том числе кредиты иностранных банков) и заемные средства других организаций, бюджетные средства (средства федерального бюджета, субъектов РФ), средства внебюджетных фондов, прочие (средства от выпуска корпоративных облигаций, средства от эмиссии акций, средства вышестоящих организаций).

Таким образом, отраслевые инвестиционные процессы, изучаемые в рамках данной работы, представляют собой не только частные прямые инвестиции, но и включают в себя средства, получаемые отраслями из государственного бюджета.

Из-за сложностей, связанных с отсутствием полной квартальной статистической информации (ежеквартальная информация не полностью публикуется, в особенности, на отраслевом уровне), необходимо заполнение пробелов в квартальных данных по материальным затратам и инвестициям в основной капитал исходя из доступной ежегодной информации. Поскольку эконометрическое моделирование структуры затрат предполагает анализ временных рядов, необходимы, как минимум, квартальные данные, ежегодные российские данные за 10 лет с этой целью не подходят. Для раз-

биения годовых данных на квартальные выбрана простая схема, в которой предполагается, что коэффициенты сезонности фиксированы на уровне следующего (ближайшего) года, по которому доступны квартальные данные. Дезагрегация данных проводилась по следующим формулам:

$$(1) \quad Z_t = \sum_{k=1}^4 Z_{kt},$$

$$(2) \quad Z_{1t} = \frac{Z_t}{1 + g_2 + g_2 g_3 + g_2 g_3 g_4},$$

$$(3) \quad Z_{kt} = g_{k-1} Z_{(k-1)t}, \quad k = 2, 3, 4,$$

где Z_t – показатель за год, $t = 1995, 1996$ для материальных затрат, $t = \overline{1995, 1998}$ для инвестиций в основной капитал, млн. руб.;

Z_{kt} квартальный показатель ($k = 2, 3, 4$), вычисленный на основе годового показателя Z_t , млн. руб.;

$g_k = Z_k / Z_{k-1}$ ($k = 2, 3, 4$) – коэффициенты сезонности (за 1997 г. для затрат, за 1999 г. для инвестиций).

Очевидно, что такого рода упрощение не будет в полной мере отражать процессы, протекавшие в отраслях в 1995 и 1996 гг. Однако применительно к затратам на производство данный подход в определенной мере может быть оправдан тем, что сезонная составляющая доминирует волатильность затрат на производство в этот период.

Следует также отметить, что в соответствии с практикой учета, промежуточное потребление товаров и услуг оценивается в ценах покупателей (в ценах, существующих в момент их потребления в процессе производства), т.е. включает торгово-транспортные расходы и чистые налоги на продукты. Другими словами, учет по затратам на производство и реализацию продукции («5-З») ведется в текущих ценах покупателей. Это, в свою очередь, означает, что на изменениях структуры издержек могут сказываться такие факторы, как изменение транспортных тарифов. В результате удешевления грузоперевозок какого-либо вида сырья (т.е. продукции, производимой другими отраслями), используемого в производстве, может снижаться его потребление отраслью. Однако в данных эта ситуация будет отражаться как снижение издержек на сырье, формально характерное для ситуации улучшения используемых в производстве технологий. Еще одним фактором изменения удельных затрат, не связанным с улучшением технологий, является изменение относительных цен. Большее увеличение цен на продукцию отрасли по сравнению с ростом цен материальных затрат ведет к снижению удельных затрат, но не свидетельствует о техническом прогрессе. Поэтому необходимо разделить «ценовой» и «инвестиционный» факторы в изменениях удельных затрат.

Таким образом, как уже было отмечено ранее, при статистическом и эконометрическом анализе структуры затрат и проверке соответствующих гипотез необходимо учитывать возможность искажения результата из-за особенностей российской практики статистического учета.

3. Эконометрическое моделирование динамики структуры затрат

3.1. Модель

В исходном варианте модель, на основе которой верифицируется гипотеза о влиянии инвестиций на улучшение технологий, можно отнести к классу авторегрессионных моделей с распределенными лагами ADL (autoregressive distributed lag model):

$$(4) \quad \alpha_p(L)smc_t^m = \theta + \beta_q(L)inv_t^m + \gamma_q(L)ppi_t^m + \varphi_r(L)ppi_t + [d_2 + d_3 + d_4] + \varepsilon_t,$$

где smc_t^m – доля материальных затрат в стоимости промышленной продукции отрасли m ;

inv_t^m – логарифм объема инвестиций в основной капитал для отрасли m в ценах базового года (I квартал 1995 г. как базовый), дефлятор – совокупный индекс-дефлятор инвестиций в основной капитал (построенный на основе совокупного индекса физического объема инвестиций и совокупного индекса номинального объема инвестиций);

ppi_t^m – логарифм индекса цен производителей для отрасли m , I квартал 1995 г. как базовый;

d_i , $i = 2, 3, 4$ – фиктивные переменные, равные единице во II, III и IV кварталах соответственно, и нулю – в остальные периоды.

Как уже указывалось, в работе предполагается, что динамика доли материальных затрат, рассчитанной на основе показателей в номинальном выражении, определяется двумя составляющими: динамикой относительных цен $\frac{P_t^C}{P_t^Y}$ и динамикой компоненты α , характеризующей динамику доли материальных затрат в реальном выражении, т.е. $\frac{C_t}{Y_t} = \alpha \frac{P_t^C}{P_t^Y}$. Изменение α в соответствии с нашими предположениями

будет отражать технический прогресс. Предложенная выше модель позволяет отдельить эффект изменения удельных затрат за счет изменения относительных цен от изменения за счет технического прогресса: в модель в качестве дополнительных объясняющих переменных включены индексы, отвечающие за динамику цен затрат и цен готовой продукции. Нетривиальной задачей является построение индекса-дефлятора, отвечающего за динамику цен затрат на производство, поэтому в контексте данной работы решено было использовать единую прокси-переменную для динамики цен затрат по отраслям: совокупный индекс цен производителей (по промышленности в целом). Динамика относительных цен по отраслям промышленности приведена на рис. 1. Индикатор относительных цен рассчитывался как отношение отраслевого ИЦП к совокупному ИЦП.

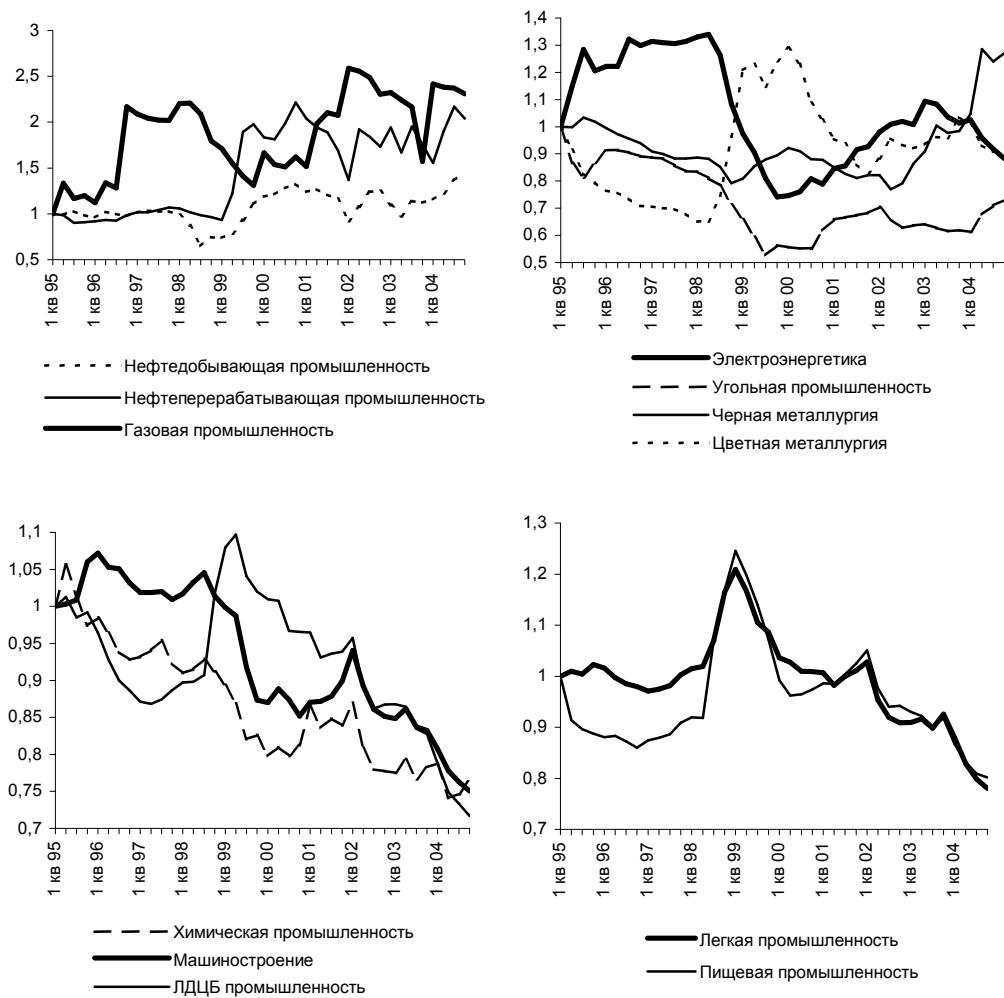


Рис. 1. Динамика относительных ИЦП по отраслям промышленности

Источник: Росстат.

Прежде всего, явным образом в динамике относительных цен прослеживается влияние кризиса 1998 г. Характерно, что скачок относительных цен в разных отраслях происходит в разные, хотя и близкие кварталы.

Высокий уровень индекса относительных цен характерен для отраслей топливной промышленности. На протяжении рассматриваемого периода цены в нефтепереработке и газовой промышленности стабильно росли быстрее средних цен по промышленности (к 2002 г. цены в газовой промышленности выросли практически вдвое больше средних цен по промышленности). Низкая волатильность индекса относительных цен характерна для черной металлургии, машиностроения, лесной промышленности и ЛДЦБ промышленности. Таким образом, для ряда отраслей, в основном от-

раслей топливной промышленности, при моделировании доли материальных затрат в номинальном выражении необходимо учитывать, что снижение доли могло происходить за счет превышения цен готовой продукции над ценами сырья. Эlimинировать влияние данного эффекта можно с помощью включения в модель переменной, отвечающей за динамику относительных цен.

3.2. Данные: тестирование гипотез

Перед непосредственным моделированием эффективности производства необходимо проверить временные ряды доли материальных затрат, инвестиций и индекса реальных инвестиций на стационарность. В работе используется расширенный тест Дикки – Фуллера (ADF), результаты применения которого приведены в табл. 1. В ней выделены 3 спецификации теста: если основная гипотеза о наличии единичного корня не отвергается, то в соответствии со спецификацией (A) ряд является случайным блужданием без дрейфа, со спецификацией (B) – ряд относится к типу DS с константой (случайное блуждание с дрейфом), со спецификацией (C) – к типу DS (случайное блуждание с дрейфом и детерминированным линейным трендом).

Таблица 1.
Проверка на наличие единичных корней по отраслям промышленности

Отрасль	Доля затрат на единицу стоимости произведенной продукции SMC			Инвестиции в основной капитал INV (в ценах базового года)			Отраслевой индекс цен производителей PPI		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C
Электроэнергетика	-1,17	1,14	-2,67	-0,55	-2,52	-2,039	5,077	0,82	-2,96
Топливная промышленность	-1,29	-1,054	-4,42***	-1,95*	-2,66*	-2,36	4,38	2,22	-0,29
Нефтедобывающая промышленность	-1,24	-2,95**	-3,38*	0,038	-1,00	-6,16***	3,82	1,96	-1,20
Нефтеперерабатывающая промышленность	-1,44	-2,14	-3,33*	-0,86	-1,82	-3,33*	2,072	0,50	-2,15
Газовая промышленность	-1,38	-4,53***	-7,32***	-0,61	3,093**	-3,94**	2,60	0,21	-2,36
Угольная промышленность	-1,34	-1,36	-3,023	-1,98	-2,89*	-2,49	2,36	1,47	-0,77
Черная металлургия	-1,33	-3,06**	-5,59***	1,33	1,31	-0,88	3,24	2,61	1,39
Цветная металлургия	-0,89	-1,66	-3,16	0,24	-1,00	-2,41	1,50	0,075	-3,95**
Машиностроение	-1,025	-3,36**	-5,12***	-0,66	-6,13***	-5,99***	7,48	2,22	-2,51
Химическая промышленность	-2,26**	-1,82	-5,10***	-0,65	-4,81***	-4,61***	2,24	0,79	-4,34***
ЛДЦБ промышленность	-1,49	-2,074	-3,63**	-0,22	-1,50	-3,43*	1,19	-0,22	-2,86
Легкая промышленность	-1,62*	-3,39**	-5,17***	-2,19*	-3,96***	-5,11***	1,36	-0,14	-3,38*
Пищевая промышленность	-1,53	-2,095	-4,96***	-0,62	-4,00***	-4,047**	1,60	0,040	-2,90

Примечание: отсутствие единичного корня *** , ** , * на одно-, пяти- и десятипроцентном уровнях значимости соответственно. Критические значения статистики Дикки – Фуллера на соответствующем уровне значимости: 1% (A) без константы и тренда -2,63, (B) с константой -3,62, (C) с константой и трендом -4,22; 5% (A) -1,95, (B) -2,94, (C) -3,53; 10% (A) -1,62, (B) -2,61, (C) -3,20. Тестирование выполнено с использованием пакета EViews, версия 6.0.

Из табл. 1 видно, что результаты расширенного теста Дикки – Фуллера для отдельных отраслей, в частности для отраслей топливной промышленности, свидетельствуют в пользу стационарности процессов для структуры затрат и инвестиций при наличии детерминированного линейного тренда.

Поскольку в работе рассматривается динамика квартальных данных с 1995 по 2004 гг., т.е. рассматриваемый период содержит 1998 г., необходимо было проверить ряды на наличие структурного сдвига. Предположение о наличии, как минимум, одного структурного сдвига в 1995–2004 гг. связано, во-первых, с изменением отраслевой структуры производства начиная с 2000-х гг. Для проверки на эндогенный, т.е. с заранее не предопределенным моментом времени, структурный сдвиг в работе используется тест Эндрюса – Зивота [6]. Помимо тестирования на наличие структурного сдвига, тест Эндрюса – Зивота позволяет протестировать стационарность рядов при наличии структурного скачка. Основная гипотеза в этом тесте – процесс является нестационарным типа I(1) при наличии структурного сдвига определенного вида. Альтернативная гипотеза предполагает стационарность процесса при наличии структурного сдвига того же вида. На наличие структурного сдвига проверялся временной интервал $t, T - k$, где $T = 40$, $k = 5 = \tau T$, $\tau = 0,125$. В соответствии со спецификацией теста при выполнении нулевой гипотезы модель временного ряда принимает вид

$$(5) \quad y_t = \mu + y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t.$$

В табл. 1 приведены результаты тестирования при трех следующих возможных спецификациях модели при альтернативной гипотезе. Вариант А – стационарный процесс с аддитивным структурным сдвигом: вводится фиктивная переменная $DU_t(t_B)$, описывающая аддитивный структурный сдвиг.

$$(6) \quad y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t(t_B) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t.$$

Вариант В – процесс, стационарный вокруг детерминированного тренда со скачкообразным изменением в тренде: вводится фиктивная переменная $DT_t^*(t_B)$, описывающая скачкообразное изменение в тренде.

$$(7) \quad y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \gamma DT_t^*(t_B) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t.$$

Вариант С – стационарный процесс со скачкообразными изменениями как уровня, так и тренда.

$$(8) \quad y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t(t_B) + \gamma DT_t^*(t_B) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t.$$

В моделях (6)–(8) $DU_t(t_B) = I\{t > t_B\}$, $DT_t^*(t_B) = (t - t_B)I\{t > t_B\}$, t_B – момент структурного сдвига.

Во всех альтернативных гипотезах условием стационарности является выполнение неравенства $\alpha < 1$. При основной гипотезе процесс стационарен в разностях, что соответствует следующим ограничениям на параметры альтернативных спецификаций: (A) $\theta = \beta = 0$, $\alpha = 1$; (B) $\beta = \gamma = 0$, $\alpha = 1$; (C) $\theta = \beta = \gamma = 0$, $\alpha = 1$.

Тест Эндрюса – Зивота был проведен на основе программного приложения, разработанного М.Ю. Турунцевой¹⁾ (EVViews), и дает следующие результаты в соответствии с асимптотическими критическими значениями Эндрюса – Зивота. В табл. 2 приведены рассчитанные минимальные t-статистики и соответствующие им моменты структурных сдвигов для удельного веса материальных затрат в выпуске продукции (smc_t^m), инвестиций в основной капитал (inv_t^m) в разрезе отраслей промышленности и отраслевых ИЦП (ppi_t^m).

Таблица 2.
Результаты тестирования на наличие эндогенного структурного сдвига
по отраслям промышленности

Отрасль	Доля затрат на единицу стоимости произведенной продукции SMC (момент эндогенного структурного сдвига)			Инвестиции в основной капитал INV в ценах базового года (момент эндогенного структурного сдвига)			Индекс цен производителей PPI (момент эндогенного структурного сдвига)		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C
Электроэнергетика	-4,18 1999:4	-3,39 1998:2	-3,72 1999:4	-2,51 2002:2	-3,097 2001:3	-2,58 2001:2	-2,84 2000:2	-3,043 1998:3	-2,98 1998:2
Топливная промышленность	-4,038 1999:4	-2,85 1998:3	-3,86 1999:2	-3,95 1998:4	-2,71 1999:4	-4,89* 1998:4	-4,25 1999:2	-3,00 2002:2	-3,93 1999:2
Нефтедобывающая промышленность	-4,28 2001:4	-3,23 2000:3	-3,35 1999:4	-3,68 1999:4	-2,069 2003:1	-2,85 1999:3	-4,18 1999:2	-3,12 2000:1	-4,00 1999:2
Нефтеперерабатывающая промышленность	-3,29 2001:4	-3,27 2000:3	-3,56 1999:2	-4,056 2000:1	-2,44 1998:4	-2,87 2000:1	-4,18 1999:1	-2,49 2000:4	-3,99 1999:2
Газовая промышленность	-3,35 2000:4	-3,20 1998:1	-3,19 1999:1	-4,82** 1997:4	-3,58 1998:3	-4,42 1999:4	-3,51 2001:1	-2,96 1999:3	-3,27 1998:3
Угольная промышленность	-4,70* 2000:1	-2,40 2002:4	-2,88 2000:1	-3,66 1997:4	-4,50** 1999:3	-4,87* 1998:3	-5,27** 2000:1	-4,78** 2003:1	-4,72 2002:3
Черная металлургия	-3,53 2000:4	-2,028 2000:1	-2,89 1998:2	-3,30 2002:2	-3,11 2001:2	-2,82 2000:4	-4,29 1998:4	-3,45 2002:4	-4,77 1998:4
Цветная металлургия	-3,13 2002:4	-3,13 2002:3	-3,38 2002:2	-4,19 1998:4	-2,41 2000:4	-3,84 1998:4	-6,89*** 1998:3	-3,78 2001:2	-6,34*** 1998:3
Химическая промышленность	-3,66 1999:4	-2,092 1997:4	-3,11 1999:4	-2,43 1999:3	-2,44 2002:2	-2,77 2001:4	-2,99 1999:3	-2,78 2001:1	-2,60 1999:2
Машиностроение	-3,78 1999:4	-2,34 2002:3	-2,87 1999:4	-2,34 2002:2	-2,33 2002:1	-2,62 2001:1	-4,48 1998:3	-3,55 2001:1	-4,19 1998:3
ЛДЦБ	-5,72*** 1999:4	-2,16 2001:1	-6,15*** 1999:4	-4,32 1998:4	-2,50 2000:1	-4,13 1998:4	-11,14*** 1998:3	-3,32 2001:1	-11,75*** 1998:3
Легкая промышленность	-7,29*** 1999:4	-2,12 1997:4	-6,51*** 1999:4	-4,91** 2001:1	-3,49 1999:2	-4,28 2001:1	-5,78*** 1998:3	-3,072 2000:4	-6,073** 1998:3
Пищевая промышленность	-4,30 1999:4	-2,33 2001:3	-3,83 1999:4	-3,17 2000:1	-2,58 1999:1	-3,12 1999:4	-6,094*** 1998:2	-3,67 2001:1	-6,12*** 1998:2

Примечание: наличие структурного сдвига ***, **, * на одно-, пяти- и десятипроцентном уровнях значимости соответственно. Асимптотические критические значения статистики Эндрюса – Зивота: 1% (A) -5,34, (B) -4,93, (C) -5,57; 5% (A) -4,80, (B) -4,42, (C) -5,08; 10% (A) -4,58, (B) -4,11, (C) -4,82. Программный код, EVViews, версия 6.0.

¹⁾ Старший преподаватель кафедры математической экономики и эконометрики ГУ ВШЭ, младший научный сотрудник Лаборатории макроструктурного моделирования экономики России.

По результатам теста структурные сдвиги в динамике затрат характерны для угольной промышленности, ЛДЦБ и легкой промышленности. Моменты структурных сдвигов t_B варьируются по отраслям. В соответствии со спецификацией теста доля затрат в остальных отраслях является интегрированным процессом первого порядка $I(1)$. Инвестиционные процессы, в соответствии с тестом Эндрюса – Зивота, являются нестационарными практически для всех анализируемых отраслей, за исключением газовой и легкой промышленности. Структурный сдвиг в динамике отраслевых ИЦП наблюдается в угольной промышленности, цветной металлургии и ЛДЦБ промышленности.

Однако известно, что тест Эндрюса – Зивота довольно чувствителен к различного типа выбросам в данных, которые могут быть не связаны с аддитивными структурными сдвигами или изменением режима. Формально необходимо тестировать данные на наличие нескольких структурных сдвигов, однако на рассматриваемом коротком временном интервале это технически лишено смысла. При этом из табл. 2 видно, что моменты структурных сдвигов в динамике структуры затрат и инвестиций не совпадают, что может затруднить эконометрическое моделирование, поскольку предполагаемая модель включает в себя несколько объясняющих переменных.

Наличие разновременных структурных сдвигов затрудняет нахождение долговременного соотношения между анализируемыми переменными. Для тестирования на его наличие – коинтеграцию в данной работе используются процедуры Энгла – Грэнджера и Грегори – Хансена (в зависимости от того, присутствует ли структурный сдвиг в коинтеграционном соотношении). Полученные результаты верифицируются на основе теста Йохансена (1988, 1991 гг.). При отсутствии структурных сдвигов – smc_t^m и inv_t^m следуют процессу $I(1)$ – применяется стандартная двухшаговая процедура Энгла – Грэнджера с использованием CADF-теста (критические значения Маккиннона [17] для тестирования остатков коинтеграционного соотношения на втором шаге). При наличии структурных сдвигов в данных стандартные тесты на коинтеграцию склонны чаще не отвергать гипотезу об отсутствии коинтеграции. Процедура тестирования коинтеграции при наличии структурных сдвигов была предложена в работе [11] и при условии известного момента структурного сдвига представляет собой модифицированную двухшаговую процедуру Энгла – Грэнджера. В процедуре Грегори – Хансена момент структурного сдвига предполагается неизвестным. На первом этапе в модифицированной процедуре тестирования коинтеграции оцениваются три возможные спецификации коинтегрирующих соотношений в зависимости от типа структурного сдвига (аддитивный структурный сдвиг (9), аддитивный сдвиг с трендом (10), изменение режима (11)). Процедура Грегори – Хансена представляет собой обобщение теста на эндогенный структурный сдвиг Эндрюса – Зивота для случая $k \geq 2$ переменных. В данном случае рассматриваются переменные $k = 4$: smc_t^m , inv_t^m , ppi_t^m , ppi_t , $m = \overline{2, 14}$.

$$(9) \quad smc_t^m = \mu + \alpha inv_t^m + \phi ppi_t^m + \psi ppi_t + \theta DU_t(t_B) + \varepsilon_t,$$

$$(10) \quad smc_t^m = \mu + \alpha inv_t^m + \phi ppi_t^m + \psi ppi_t + \beta t + \theta DU_t(t_B) + \varepsilon_t,$$

$$(11) \quad smc_t^m = \mu + \alpha inv_t^m + \phi ppi_t^m + \psi ppi_t + \beta t + \theta DU_t(t_B) + \gamma DU_t(t_B) inv_t^m + \\ + \lambda DU_t(t_B) ppi_t^m + \xi DU_t(t_B) ppi_t + \varepsilon_t.$$

Анализ совместной динамики показателей smc_t^m , inv_t^m , ppi_t^m , ppi_t с учетом эндогенного структурного сдвига дал следующие результаты (табл. 3). Коэффициенты при вспомогательных факторах ppi_t^m и ppi_t в модели численно не интерпретируются, важно направление их влияния. Включение в модель данных факторов призвано улучшить оценки параметров при inv_t^m , тем самым элиминировать влияние ценовой динамики. Значимые коинтеграционные соотношения были получены для 6 отраслей из 12. Не удалось получить оценки коэффициентов в коинтеграционных соотношениях для отраслей топливной промышленности.

Таблица 3.

**Результаты тестирования наличия коинтеграционного соотношения (CI):
процедуры Энгла – Грэнджера, Грегори – Хансена, тест Йохансена**

Отрасль smc_t^m	Оценки коэффициентов в CI (1-й шаг)						t- статистика (2-й шаг) CADF	Тест Йохансена Trace test
	const	DU_t	t_B	inv_t^m	ppi_t^m	ppi_t		
Электроэнергетика	0,90***	–	–	-0,19**	-0,094	0,23	-3,91**	(5) 2CI ***
Газовая промышленность	-0,60*	–	–	0,24**	-0,30**	0,041	-7,21***	(1) 1 CI **
Угольная промышленность	0,70***	–	–	-0,13*	-0,38*	-0,12	-3,54**	No CI
Черная металлургия	0,32	–	–	-0,086*	-0,40	0,20	-5,64***	(2) 1 CI ***; 2 CI **
Цветная металлургия	0,48*	0,21**	2002:4	-0,16*	-0,20	-0,13	-3,42** (asy)	(5) 1 CI ***
Химическая промышленность	0,76***	–	–	-0,19***	-1,094	0,66	-5,94***	(1) 1 CI ***
ЛДЦБ промышленность	0,33***	–	–	-0,092**	-0,38**	0,029	-4,84***	(5) 2 CI ***
Легкая промышленность	0,058	-0,49**	1999:4	-0,093**	-0,46*	0,36	-4,30***	(2) 1 CI ***

Примечание: ***, **, * – МНК-оценки параметров, значимые на одно-, пяти- и десятипроцентном уровнях соответственно. Критические значения Маккиннона: асимптотические -3,900 (1%), -3,338 (5%); в случае конечной выборки $T = 40$ -4,182 (1%), -3,492 (5%). В коинтеграционные соотношения включались фиктивные переменные, учитывающие сезонный характер колебаний для квартальных данных (d_i). Программный код реализован в EViews, версия 6.0.

Процедура Грегори – Хансена, предполагающая наличие эндогенного структурного сдвига в коинтеграционном соотношении, дает значительно лучшие оценки пары метров (по сравнению с процедурой Энгла – Грэнджера) далеко не для всех отраслей промышленности. В тех отраслях, где был выявлен структурный сдвиг – в цветной

металлургии и легкой промышленности, – наблюдается аддитивный структурный сдвиг, т.е. изменение в среднем значении структуры затрат. Моменты структурных сдвигов в коинтеграционных соотношениях датируются приблизительно началом 2000-х гг., что соответствует изменению структуры производства в отраслях, процессам импортозамещения и наращиванию уровня загрузки производственных мощностей. Данный результат важен с точки зрения эффективности инвестиций. В топливную промышленность, согласно официальной статистике Росстата, направляется значительный объем инвестиций в основной капитал, т.е. можно предположить, что данные средства не приводят к улучшению технологий, расходуются в определенном смысле неэффективно. Из отраслей топливной промышленности коинтеграция была выявлена только для газовой промышленности, но при этом коэффициент при инвестициях положителен, что свидетельствует не в пользу технического прогресса. Максимальными по абсолютному значению коэффициентами характеризуются электроэнергетика, химическая промышленность и цветная металлургия.

Коинтеграционное соотношение соответствует долгосрочной связи между долей материальных затрат и инвестициями. Конечно, разделение на долгосрочный и краткосрочный периоды довольно условно, поскольку в работе анализируется временной интервал, покрывающий всего 10 лет, с 1995 по 2004 гг. Говорить о долгосрочном равновесии применительно к 10-летнему интервалу времени, может быть, не совсем корректно, однако примененный подход позволяет проанализировать качественные взаимосвязи и сделать выводы. Кроме того, влияние инвестиций на производственный процесс носит долгосрочный характер. Собственно, поэтому в контексте данной работы интерес представляет именно выявление долгосрочной взаимосвязи между инвестициями и затратами, а не оценка краткосрочного эффекта инвестиций (если такой имеется). В полученных отраслевых коинтеграционных соотношениях коэффициент при инвестициях отрицателен, что соответствует верифицируемой в работе логике об эффективности производства: в долгосрочном периоде рост инвестиций снижает материальные затраты на единицу стоимости продукции. Сравним полученные результаты с визуальной динамикой отраслевых материальных затрат.

Как можно отметить из рис. 2, снижение материальных затрат на рубль произведенной продукции, действительно, наблюдалось для тех отраслей, в которых была выявлена коинтеграция. В машиностроении, ЛДЦБ, легкой и химической промышленности наблюдается структурный сдвиг в динамике доли материальных затрат после 2000-х гг. Доля материальных затрат в газовой промышленности и электроэнергетике характеризуется довольно высокой степенью волатильности на протяжении рассматриваемого периода. В черной металлургии, наоборот, наблюдается низкая волатильность.

В соответствии с проверяемыми гипотезами инвестиции в основной капитал должны быть экзогенны по отношению к структуре материальных затрат. Был проведен тест на причинность по Грэнджеру, результаты которого приведены в табл. 4.

Случай, который соответствует гипотезе об эффективности инвестиций, следующий: данные не подтверждают гипотезу о том, что инвестиции не являются причиной по Грэнджеру для затрат. Однако в контексте работы также важно, чтобы не отвергалась гипотеза о том, что затраты не являются причиной по Грэнджеру для инвестиций. В таком случае можно говорить, что инвестиции предшествуют затратам, следовательно, могут определять динамику затрат. В соответствии с полученными результатами теста Грэнджера, о предшествовании инвестиций затратам на пятипроцентном уровне значимости можно говорить для двух отраслей – электроэнер-

гетики и химической промышленности. Отдельный вопрос заключается в том, насколько применим тест Грэндженера и имеют ли смысл результаты теста в случае процессов нестационарных или стационарных со структурным сдвигом. Тем не менее тест Грэндженера на предшествование хотя бы в общих чертах позволяет анализировать результаты тестов на коинтеграцию и судить о направлении влияния в коинтеграционных соотношениях.

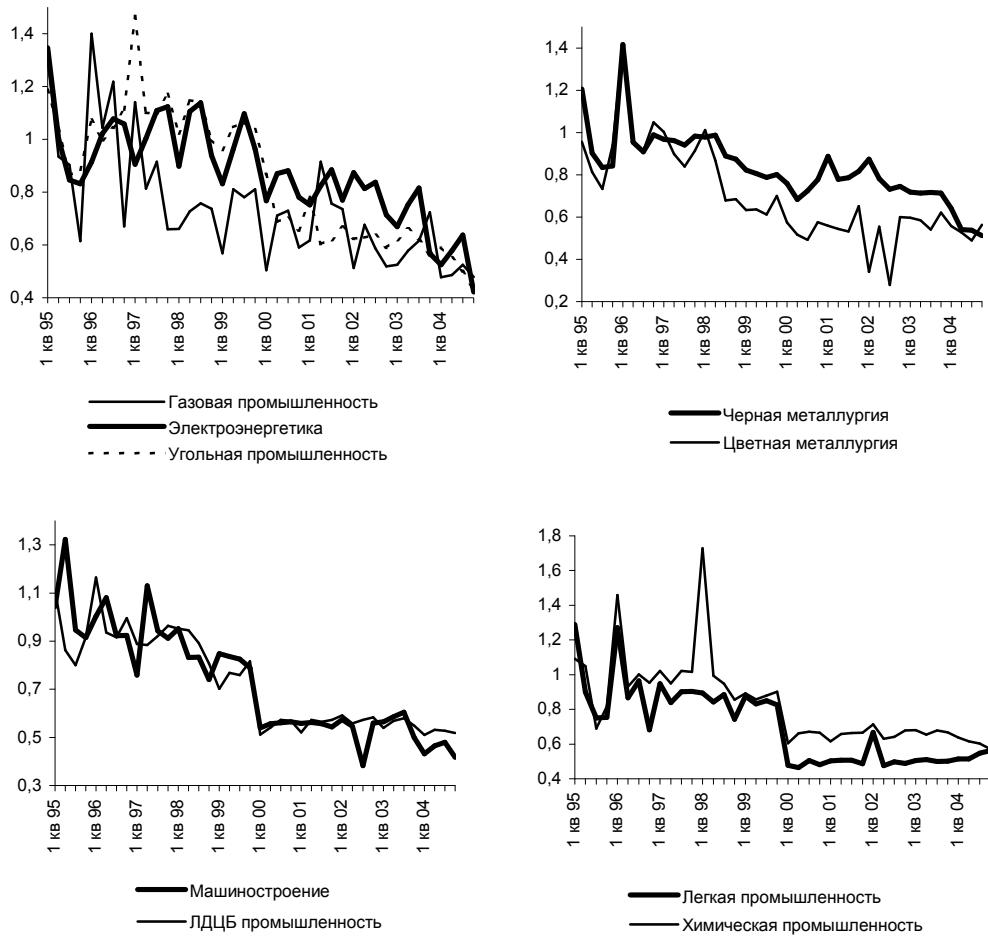


Рис. 2. Динамика доли материальных затрат в стоимости продукции по отраслям промышленности

Источник: Росстат.

Таблица 4.

Тест на причинность по Грэнджеру (с двумя лагами)

Отрасль	F-статистика, inv_t^m не является «причиной» smc_t^m	F-статистика, smc_t^m не является «причиной» inv_t^m
Электроэнергетика	4,68**	4,64**
Газовая промышленность	1,74	3,27*
Угольная промышленность	1,45	0,40
Черная металлургия	0,52	3,81**
Цветная металлургия	0,13	12,28***
Химическая промышленность	2,69*	0,77
ЛДЦБ промышленность	0,27	4,71**
Легкая промышленность	4,26**	4,52**

Примечание: **, *, * – гипотеза о том, что переменная не является «причиной» по Грэнджеру, отвергается на одно-, пяти- и десятипроцентном уровнях значимости соответственно.

3.3. Оценивание отраслевых моделей для доли материальных затрат

С учетом полученных долгосрочных (коинтеграционных) соотношений удобно оценивать отраслевые ADL-модели в виде моделей коррекции ошибками (ECM), т.е. разложить динамику доли затрат на краткосрочную реакцию и реакцию на отклонения от долгосрочного равновесия между инвестициями и структурой затрат. При наличии коинтеграции метод наименьших квадратов дает состоятельные оценки коэффициентов как для ADL-моделей, так и для их ECM-представления (при условии удовлетворительных параметров диагностики для остатков).

Число лагов в модели выбирается исходя из принципа Хендри (1991) от общего к частному (general-to-specific), т.е. последовательным исключением лагов с незначимыми оценками коэффициентов и с учетом информационных критерии Акаике и Шварца. Для преобладающего большинства отраслей динамика инвестиций оказывает влияние на динамику доли материальных затрат с лагом в один квартал. Данный результат представляется довольно странным, поскольку, исходя из экономических соображений, инвестиции должны оказывать влияние с лагом, много большим, чем один квартал. Возможно, в данном случае на результатах негативным образом оказывается относительно короткий временной ряд: включение большего числа лагов в модель не позволяет улучшить результаты.

Итак, динамика структуры затрат по отраслям моделируется как авторегрессионная модель с распределенными лагами (12), и с учетом коинтеграционного соотношения (13) ее соответствующее ECM-представление имеет вид (14).

$$(12) \quad smc_t^m = \theta + \alpha_1 smc_{t-1}^m + \beta_0 inv_t^m + \gamma_0 ppi_t^m + \phi_0 ppi_t + \beta_1 inv_{t-1}^m + \gamma_1 ppi_{t-1}^m + \phi_1 ppi_{t-1} + \varepsilon_t,$$

$$(13) \quad CI \equiv \varepsilon_t = smc_t^m - \mu - \alpha inv_t^m - \phi ppi_t^m - \psi ppi_t - [\theta DU_t(t_B)],$$

$$(14) \quad \Delta smc_t^m = \beta_0 \Delta inv_t^m + \phi_0 \Delta ppi_t^m + \gamma_0 \Delta ppi_t + \rho \cdot CI + u_t.$$

Преимущество моделирования динамики затрат как ECM-процесса заключается в том, что данное представление позволяет получить оценки параметров с удовлетворительными свойствами как в случае стационарных процессов (в нашем случае, если процесс стационарен типа TS), так и в случае нестационарных процессов при наличии коинтеграции.

Оценки параметров для отраслевых ECM-моделей приведены в табл. 5. ECM-модели оценивались по результатам тестов на коинтеграцию Энгла – Грэнджера и Грегори – Хансена, т.е. для отдельных отраслей учитывалось наличие структурных сдвигов в коинтеграционных соотношениях. Краткосрочное изменение структуры затрат раскладывается на краткосрочный (мгновенный) отклик на изменение инвестиций и поправку на отклонение от долгосрочного равновесия. На отраслевом уровне краткосрочный отклик на изменение инвестиций значим на однопроцентном уровне в химической промышленности. В этом уравнении знак коэффициента при краткосрочном изменении инвестиций отрицательный, т.е. рост инвестиций в химической промышленности в краткосрочном периоде ведет к снижению затрат на единицу выпуска. При этом долгосрочный эффект инвестиций несколько превышает краткосрочный (коэффициенты составляют $-0,19$ и $-0,16$ соответственно).

Таблица 5.

Оценки параметров ECM-моделей для отдельных отраслей

Δsmc_t	Константа	Δinv_t^m	Δppi_t^m	Δppi_t	Коэффициент при долгосрочном соотношении
Электроэнергетика	-0,0044	0,022	0,13	-0,48	0,53**
Газовая промышленность	-0,039	-0,0090	-0,63***	1,053*	1,12***
Угольная промышленность	-0,025	-0,066	0,094	-0,14	0,50***
Черная металлургия	-0,016	-0,053	-0,14	0,13	0,98***
Цветная металлургия	-0,024	0,0064	0,44	-0,29	1,16***
Химическая промышленность	-0,023	-0,16***	-0,39	0,41	0,98***
ЛДЦБ промышленность	0,021	0,029	0,058	-0,67	0,76***
Легкая промышленность	0,045	-0,040	1,077	-1,89**	1,14***

Примечание: ***, **, * – МНК-оценки параметров значимы на одно-, пяти- и десятипроцентном уровнях соответственно.

Из полученных оценок параметров (табл. 5) видно, что взаимосвязь между инвестициями и долей затрат носит, преимущественно, долгосрочный характер. Краткосрочные изменения инвестиций в моделях незначимы, так же как и краткосрочные изменения относительных цен. Исключение составляют газовая промышленность, где значимый эффект оказывают краткосрочные изменения цен производителей собственной отрасли, и легкая промышленность, где значимы краткосрочные изменения уровня цен.

В соответствии с подходом Бокса – Дженкинса была проведена диагностика полученных моделей (остатков моделей) на нормальность, отсутствие автокорреляции, кроме того, были проведены тесты на стабильность коэффициентов. Были проведены следующие тесты:

- тест Харке – Бера на нормальность остатков;
- тест Брайша – Годфри на отсутствие автокорреляции в остатках;
- RESET-тест на неучтенные факторы в модели;
- тесты CUSUM и CUSUMSQ на стабильность во времени оценок параметров.

Результаты диагностики приведены в табл. 6. В таблице приведены тестовые статистики: (1) Харке – Бера; (2) Брайша – Годфри на автокорреляцию (с двумя лагами); (3) RESET-теста Рамсея; (4), (5) тесты с использованием рекурсивных остатков CUSUM и CUSUMSQ.

Таблица 6.

Диагностика ЕСМ-моделей

Отрасль	Хи-квадрат Харке – Бера	Тест Брайша – Годфри (F-st)	RESET- тест (F-st)	Тесты на стабильность коэффициентов	
				CUSUM	CUSUMSQ
Электроэнергетика	2,42	6,15***	0,58	+	+
Газовая промышленность	0,86	3,62**	0,32	+	+
Угольная промышленность	2,32	0,039	0,56	+	+
Черная металлургия	73,6***	0,39	7,39*	+	-
Цветная металлургия	22,3***	0,65	0,11	+	-
Химическая промышленность	29,9***	0,28	0,32	+	-
ЛДЦБ промышленность	21,7***	0,51	0,49	+	-
Легкая промышленность	3,46	1,16	0,42	+	-

Примечание: ***, **, * означает, что основная гипотеза, проверяемая на основе соответствующей тестовой статистики, отвергается на одно-, пяти- и десятипроцентном уровнях значимости соответственно. В таблице приведены F-статистики, подразумевающие нормальность остатков, поскольку асимптотические критерии в случае короткого временного ряда работают не намного лучше (значения p-value для F-статистик и асимптотических статистик, основанных на Хи-квадрат распределениях, близки).

Результаты диагностики оцененных моделей позволяют судить о качестве полученных оценок. Не самые удачные модели с точки зрения автокорреляции остатков были построены для электроэнергетики и газовой промышленности.

Итак, согласно результатам, между затратами и инвестициями в российской промышленности в большинстве отраслей существует только долгосрочная взаимосвязь, т.е. в краткосрочном периоде инвестиции не оказывают влияния на динамику структуры затрат. Объяснение незначимости краткосрочной компоненты может за-

ключаться в том, что в краткосрочном периоде инвестиции направлены в большей степени на поддержание функционирования текущего оборудования, а в долгосрочном – хотя бы частично, на улучшение технологий. Вспомним особенности статистического учета Росстата: в модели рассматриваются инвестиции в основной капитал, связанные с созданием и воспроизводством основных фондов, т.е. затраты на расширение, реконструкцию и техническое перевооружение объектов, приобретение машин и оборудования. Под краткосрочной составляющей инвестиций понимаются в большей степени затраты на капитальный ремонт машин и оборудования, а это, согласно учету, не включается в состав инвестиций в основной капитал, а представляет собой часть материальных затрат. Поэтому тот факт, что взаимосвязь между инвестициями и затратами для большинства отраслей выявлена только в долгосрочном периоде, может быть оправдан спецификой статистических данных. Вопрос также заключается в том, что понимать под краткосрочным влиянием инвестиций в основной капитал. Объем инвестиций приписывается к тому или иному отчетному кварталу скорее формально: эффект от осуществленных инвестиций проявляется с временным лагом. В результате на модельном уровне мы можем получить отсутствие значимости краткосрочной компоненты в ЕСМ-моделях.

Интересен тот факт, что повышение эффективности производства не было выявлено в отраслях топливной промышленности. В силу взаимозависимости отраслей инвестиционный рост в отраслях ТЭК должен был бы способствовать развитию смежных отраслей, в частности росту выпуска в машиностроении и металлургии. Также исходя из экономической интуиции ожидалось, что на структуре затрат отраслей промышленности существенным образом скажется кризис 1998 г., а именно, снижение выпуска и инертность затрат на производство приведут к росту удельного веса затрат в расчете на единицу выпуска. Однако данные свидетельствуют о структурных сдвигах в промышленности в основном после 2000-х гг.

4. Заключение

В данной работе представлен анализ взаимосвязи одного из показателей эффективности производства с прямыми инвестициями. Рост инвестиций, трансформирующийся в технический прогресс за счет снижения затрат на единицу стоимости выпуска, свидетельствует о положительных сдвигах в развитии экономики. При этом в работе предпринята попытка разделения эффектов: снижения доли затрат в выпуске за счет улучшения технологий (НТП) и снижения доли затрат, вызванной повышением относительных цен.

Для верификации гипотезы об эффективности инвестиционных вложений в экономику было выбрано 12 основных отраслей промышленности. Причем для трех отраслей – нефтедобывающей, нефтеперерабатывающей и газовой промышленности – анализировалась также динамика структуры затрат по топливной промышленности в целом. По каждой из отраслей на основе квартальных данных с 1995 по 2004 гг. оценивались модели коррекции ошибками (ЕСМ) и анализировались краткосрочные отклонения от долгосрочных равновесий между динамикой структуры затрат и инвестиций. По результатам оценивания было выявлено следующее.

- Из результатов эконометрического моделирования. Эффективность инвестиций была выявлена в 7 отраслях из 12. Краткосрочная динамика инвестиций незначима. Повышение эффективности производства с точки зрения осуществляемых инвестиций проявляется только в долгосрочном периоде. Исключение составляет хи-

мическая промышленность, где рост инвестиций приводит к снижению удельных затрат не только в долгосрочном, но и в краткосрочном периоде. Сам факт, что инвестиции способны оказывать влияние на уровень развития технологий в отрасли, во-первых, может способствовать переосмыслению ряда существующих концепций. В частности, при отраслевом моделировании динамики выпуска, с использованием концепции производственной функции, предполагать постоянство коэффициентов производственной функции в том случае, если инвестиции оказывают влияние на коэффициенты затрат, не совсем корректно. Во-вторых, возможность разделения эффектов, связанных с НТП, и эффектов, возникающих в результате динамики относительных цен, позволяет решать другую задачу – задачу прогнозирования доли затрат.

- *Методологические проблемы.* На полученных результатах негативно сказывается, прежде всего, наличие сравнительно коротких временных рядов, что обусловлено, в первую очередь, нарушением преемственности отраслевой статистики (из-за перехода на ОКВЭД с 2005 г.). Изменение концепции классификации в ОКВЭД не позволяет рассматривать данные по отраслям после 2005 г. как продолжение анализируемых в работе временных рядов до 2005 г. Возможным является построение и использование ключей перехода с ОКОНХ на ОКВЭД, что само по себе является довольно сложной методологической задачей с точки зрения сопоставимости полученных результатов. Кроме того, к числу методологических проблем можно отнести отсутствие хороших индексов-дефляторов для отраслевых инвестиций в основной капитал. Использование прокси-переменных позволяет получить некие качественные результаты, однако более детальное изучение отраслевых инвестиционных процессов требует построения отраслевых индексов цен инвестиционных товаров, а также отраслевых индексов цен затрат на производство.

Подводя итог, можно отметить, что ситуация в российской промышленности была не настолько удручающей, как кажется на первый взгляд: для отдельных отраслей промышленности выявлен эффект снижения затрат на единицу выпуска, обусловленный инвестициями в основной капитал. Таким образом, не все средства в отечественной экономике в 1995–2004 гг. расходовались неэффективно. Вопрос, естественно, в том, в лучшую или худшую сторону изменилась эффективность производства в отраслях российской промышленности за последние четыре года, а также в том, как сказываются на техническом прогрессе и эффективности производства экономические кризисы, ведущие к снижению инвестиций в отрасли промышленности.

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Анатольев С.А. Эконометрика для продолжающих. Курс лекций. М.: РЭШ, 2003.
2. Бессонов В.А., Воскобойников И.Б. Практический анализ. О динамике основных фондов и инвестиций в российской переходной экономике // Экономический журнал ВШЭ. 2006. Т. 10. № 2. С. 193–228.
3. Канторович Г.Г. Анализ временных рядов // Экономический журнал ВШЭ. 2002. Т. 6. № 1–4. Т. 7. № 1.
4. Методологические положения по статистике. Росстат. Выпуски 1–5.
5. Aghion P., Angeletos G.-M., Banerjee A., Manova K. Volatility and Growth: Credit Constraints and Productivity Enhancing Investment: NBER Working Paper Series. 2005. № 11349.

6. Banerjee A., Lumsdaine R.L., Stock J.H. Recursive and Sequential Test of the Unit Root and Trend Break Hypothesis: Theory and International Evidence // Journal of Business and Economic Statistics. 1992. № 10. P. 271–287.
7. Bester H., Petrakis E. The Incentives for Cost Reduction in a Differentiated Industry // International Journal of Industrial Organization. 1993. Vol. 11. P. 519–534.
8. Cook S. Spurious Rejection by Cointegration Tests Incorporating Structural Change in the Cointegrating Relationship: Discussion Paper Series. Swansea University, 2003.
9. DiNardo J., Johnston J. Econometric Methods. 4th ed. N.Y.: McGraw-Hill, 1997.
10. Flaherty M.T. Industry Structure and Cost-reducing Investment // Econometrica. 1980. Vol. 48. № 5. P. 1187–1209.
11. Gregory A.W., Hansen B.E. Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts // Journal of Econometrics. 1996. № 70. P. 99–126.
12. Granger C.W.J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods // Econometrica. 1969. Vol. 37. № 3. P. 424–438.
13. Jorgenson D.W. Investment Behavior and the Production Function // Bell Journal of Economics and Management Science. 1972. Vol. 3. № 1. P. 220–251.
14. Leybourne S., Newbold P. Spurious Rejections by Cointegration Tests Induced by Structural Breaks // Applied Economics. 2003. Vol. 35. P. 1117–1121.
15. Lin K.-P. Time Series Analysis and Forecasting. Portland State University. Course Materials. Winter 2007.
16. Maddala G.S., Kim I.-M. Cointegration, Unit Roots and Structural Change. Themes in Modern Econometrics. Cambridge University Press, 1998.
17. MacKinnon J.G. Critical Values for Cointegration Tests // Engle R.F., Granger C.W.J. (eds.) Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration. Oxford: Oxford University Press, 1991.
18. Morrison C.J. Stuctural Change, Capital Investment, and Productivity in the Food Processing Industry // American Journal of Agricultural Economics. 1997. Vol. 79. № 1. P. 110–125.
19. Nadiri I.M., Mamuneas T.P. The Effects of Public Infrastructure and R&D Capital on the Cost Structure and Performance of U.S. Manufacturing Industries // The Review of Economics and Statistics. 1994. Vol. 76. № 1. P. 22–37.
20. Petrakis E., Roy S. Cost-Reducing Investment, Competition, and Industry Dynamics. // International Economics Review. 1999. Vol. 40. № 2. P. 381–401.
21. Pollock D.S.G. A Handbook of Time Series Analysis. Princeton: Princeton University Press, 1994.
22. Romer D. Advanced Macroeconomics. 3rd ed. Berkeley: McGraw-Hill, 2006.
23. Spence M. Cost Reduction, Competition and Industry Performance // Econometrica. 1984. Vol. 52. № 1. P. 101–121.

Источники данных:

24. Затраты на производство и реализацию продукции (работ, услуг). Росстат, 1995–2004. Центр анализа данных ГУ ВШЭ. Центр анализа данных ИИР ГУ ВШЭ. Отдел статистической информации ГУ ВШЭ.
25. Инвестиции в России. Росстат, 2001, 2003, 2005.
26. Инвестиции в экономику РФ. Росстат. Отраслевые, 1999–2004. Центр анализа данных ГУ ВШЭ. Центр анализа данных ИИР ГУ ВШЭ. Отдел статистической информации ГУ ВШЭ.
27. Основные показатели работы промышленности: Ежемесячный сборник. Росстат, 1995–2004. Отдел статистической информации ГУ ВШЭ.
28. Российский статистический ежегодник. Росстат, 2001–2006.
29. Индекс цен производителей промышленной продукции, индекс реальных инвестиций в основной капитал. Центр анализа данных ИИР ГУ ВШЭ.