
ПЕРЕВОДЫ

А. Феррер-и-Карбонелл
(Барселона, Испания)

П. Фрайтерс
(Квинсленд, Австралия)

НАСКОЛЬКО ВАЖНА МЕТОДОЛОГИЯ ПРИ ОЦЕНКЕ ДЕТЕРМИНАНТОВ СЧАСТЬЯ?¹

Психологи и социологи обычно интерпретируют оценки счастья как измеренные по метрической шкале и сопоставимые между респондентами, поэтому они могут построить регрессию и оценить ее параметры методом

Ада Феррер-и-Карбонелл – PhD, исследователь Института экономического анализа (CSIC, Барселона), заместитель директора по академическим программам Высшей школы экономики в Барселоне. E-mail: ada.ferrer@iae.csic.es.

Поль Фрайтерс – PhD, профессор экономики в Университете Квинсленда, адъюнкт-профессор Исследовательской школы общественных наук Австралийского национального университета. E-mail: p.frijters@uq.edu.au.

Переводчики: **Людмила Аркадьевна Леонова** – кандидат экономических наук, старший преподаватель кафедры математической экономики Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (Нижний Новгород). E-mail: lleonova@hse.ru.

Анна Сергеевна Аладышкина – кандидат социологических наук, доцент кафедры экономической теории и эконометрики Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (Нижний Новгород). E-mail: aaladyshkina@hse.ru.

Анна Ильинична Водопьянова – студент магистратуры Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (Нижний Новгород). E-mail: vodopianovaana@ya.ru.

¹ Перевод выполнен по: *Ferrer-i-Carbonell A., Frijters P.* How Important is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness? // *The Economic Journal*. 2004. Vol. 114. Iss. 497. P. 641–659, и представлен на конкурс, объявленный журналом «Социология: методология, методы, математическое моделирование» в 2016 г.

наименьших квадратов для уровня счастья и его изменений. Экономисты обычно предполагают только порядковую сравнимость и в основном используют упорядоченные модели с латентными переменными, таким образом не принимая во внимание постоянных личностных особенностей. В статье предложено решение этой проблемы с помощью разработки условной оценочной функции для упорядоченной логит-модели с фиксированными эффектами. Обнаружено, что нет существенной разницы в результатах при предположениях о счастье как количественной или порядковой переменной, в то время как учет фиксированных эффектов существенно изменяет результаты. Мы призываем к проведению дополнительных исследований детерминантов черт личности, определяющих фиксированные эффекты.

Ключевые слова: счастье, метрическая шкала, порядковая шкала, логит-модели с фиксированными эффектами.

Объем эмпирической экономической литературы, посвященной оценкам счастья, предоставляемым респондентами (также именуемой удовлетворенностью жизнью) возрастает. В то время как в 1970-е и 1980-е гг. был только небольшой поток статей о счастье [1–9], последние пару лет появляется все большее количество эмпирических исследований по данному предмету [10–24]¹. Кроме экономической литературы, существует более 3000 исследований, которые были проведены за последние 30 лет психологами и социологами [33; 34]. Это означает, что в настоящее время имеется обширная база междисциплинарной литературы, посвященной детерминантам счастья.

В данной работе мы исследуем прочность полученных в результате выводов. Для этого мы поделили все эмпирические исследования по методологиям, которые зависят от предположений о трактовке вопросов об удовлетворенности и о влиянии ненаблюдаемых величин.

¹ Также повышается интерес к анализу удовлетворенности конкретными областями жизни, такими как финансы, работа, здоровье, потребление и удовлетворенность домохозяйствами. См., например: [25–32]. Аргументы настоящей статьи применимы также к литературе об удовлетворенности отдельными областями жизни.

Касательно вопросов удовлетворенности, психологи в целом придерживаются кардиналистской точки зрения в вопросе оценки уровня счастья: например, разница в уровне счастья между 4 и 5 для индивидуума такая же, как и между 8 и 9 для любого другого индивидуума. В экономической литературе представления о кардинальности вызывают большие сомнения [35]. Поэтому авторы экономических исследований индивидуального уровня счастья обычно полагают, что ответы об уровне удовлетворенности лишь ординально сравнимы: т. е. неизвестно, какова относительная разность между ответами об уровне удовлетворенности, но все индивидуумы разделяют одинаковую интерпретацию каждого возможного ответа.

В части обсуждения ненаблюдаемых факторов мы сосредоточимся на тех, которые специфичны для каждого индивида и постоянны во времени. Огромное практическое преимущество кардиналистского допущения заключается в том, что можно просто посмотреть на изменения уровня счастья во времени и связать их с изменениями в наблюдаемых переменных. Это означает, что любой эффект инвариантных по времени ненаблюдаемых факторов исчезает в случае линейной спецификации. В результате, с одной стороны, есть много статей в психологической литературе, которые допускают связь инвариантных во времени ненаблюдаемых переменных с наблюдаемыми, т.е. используют эконометрические модели с индивидуальными фиксированными эффектами. С другой стороны, большинство экономических работ используют модели с латентными переменными, в которых взятие первой разности приводит к смещенным оценкам, из-за чего в экономическом анализе индивидуального счастья модели с фиксированными эффектами практически отсутствуют¹.

Мы сравниваем результаты различных моделей, чтобы выявить влияние предпосылок. С этой целью мы обсудим результаты на

¹ Исключение составляют статьи Хамермеша [27] и Винкельмана и Винкельмана [23], поэтому они будут подробно обсуждаться позже.

наборе демографических и экономических переменных, которые доступны практически в каждом анализе. Рассматриваемые переменные: возраст, доход, семейное положение, число детей в семье и состояние здоровья. Хотя эти пять переменных широко используются, каждое исследование в рассмотренной литературе имеет свою собственную цель и поэтому включает в себя совершенно разные наборы контрольных переменных. Все пять переменных связаны со многими аспектами жизни, поэтому контроль в регрессионном уравнении других аспектов может изменить результаты для рассматриваемых переменных. Поэтому мы дополним эмпирические результаты другими, добавляя для каждой отдельной модели наши собственные оценки, основанные на данных Панельного социально-экономического обследования домохозяйств Германии (German Socio-Economic Panel, GSOEP), которые широко используются в исследованиях удовлетворенности и кратко описаны в Приложении А¹.

В заключительной части мы попытаемся сломать стену, разделяющую методологические подходы экономистов и психологов путем предложения и оценки модели с латентной зависимой переменной с индивидуальными фиксированными эффектами, т.е. упорядоченной логит-модели с фиксированными эффектами. Эта модель математически очень похожа на логит-модель с фиксированными эффектами, разработанную Чемберлейном [36], но мы показали, что она имеет возможность использовать гораздо больше информации. Кроме того, она позволяет интерпретировать оценки счастья для отдельных индивидов, тем самым ослабляя предположение ординальности. Результаты для 5 выбранных переменных с использованием упорядоченной логит-модели с фиксированными эффектами удивительно близки к результатам, полученным обычным методом наименьших квадратов для оценки изменений в общей

¹ Приложения к статье могут быть найдены на сайте журнала: http://www.res.org.uk/details/file/1455049/eoj_235_app_pdf.html.

удовлетворенности. Поэтому наш главный вывод состоит в том, что предположения о кардиналистской или межличностной ординальной сравнимости ответов об удовлетворенности практически не влияют на результаты, в то время как инвариантные во времени факторы, связанные с наблюдаемыми переменными, очень важны в объяснении счастья. Это направляет исследования в сторону объяснения распределения этих инвариантных по времени факторов.

Для полноты картины после этого мы кратко обсудим другие методологические вопросы.

1. Вопросы об удовлетворенности

Психологи и социологи использовали субъективные вопросы, касающиеся счастья людей на протяжении более трех десятилетий. Кэнтрил [37] разработал вопрос для выяснения степени удовлетворенности жизнью. Подобные опросники включают шкалу Лайкерта [38] и визуальную аналоговую шкалу (VAS)¹. Ответы на эти основанные на субъективном самоотчете вопросы о самооценках интерпретируют как «счастье», «общая удовлетворенность» и «субъективное благополучие», не проводя существенных различий. В GSOEP вопрос об удовлетворенности звучит следующим образом:

Ответьте, пожалуйста, используя следующую шкалу, где 0 означает совершенно несчастлив, а 10 – полностью счастлив.

Насколько счастливы вы в настоящее время в вашей жизни в целом?

Мы будем здесь обозначать ответ на данный вопрос как уровень общей удовлетворенности (General Satisfaction, GS) респондента. В данном случае имеются 11 числовых категорий, но ответ может также иметь 7 или 5 категорий или словесных ярлыков, таких как:

¹ См. также: [39]

«очень рад/счастлив/так себе/немного несчастен/очень несчастен». Неизменный конечный результат – упорядоченная дискретная оценка качества жизни человека. В дальнейшем мы будем абстрагироваться от различных формулировок таких вопросов и будем просто использовать GS_{it} как название эндогенной переменной для i -го индивида в момент времени t , принимая во внимания, что счастье растет вместе с числовыми значениями переменной. Это также предполагает возможность того, что, например, ответ «очень счастлив» будет закодирован как 1, а любой другой ответ – как 0. Общий вопрос исследования состоит в определении, при различных предположениях, причинного влияния наблюдаемых характеристик x_{it} на GS_{it} при наличии ненаблюдаемых характеристик ε_{it} .

2. Предпосылки

2.1. Общие допущения

Существует три основные предпосылки, используемые при интерпретации ответов об удовлетворенности жизнью. Если расположить их по возрастанию силы предполагаемых ими ограничений, то их перечень будет выглядеть так.

A1. Уровень общей удовлетворенности – это положительная монотонная трансформация от подразумеваемого «метафизического» понятия, называемого благосостоянием и обозначаемого $W(\cdot)$: если $GS_{it} > GS_{is}$, то $W_{it} > W_{is}$.

A2. Уровни общей удовлетворенности для различных индивидуумов можно упорядочить: если $GS_i > GS_j$, то $W_i > W_j$.

A3. Значения общей удовлетворенности для различных индивидуумов сравнимы в кардиналистском смысле: $(W_i - W_j) = \omega(GS_i, GS_j)$, где $\omega(\cdot)$ – постоянный множитель (мультипликативная константа). Обычно $\omega(GS_i, GS_j)$ принимается как $(GS_i - GS_j)$.

Первое допущение предполагает наличие соответствия между измеряемым GS_{it} и «метафизическим» понятием (конструктом), которое обычно интересует исследователей, W_{it} . Очевидно, что

благополучие – не физическое явление, которое можно легко и объективно измерить. Тем не менее известно (см.: [40;41;42]), что существует сильная положительная корреляция между, с одной стороны, выражением эмоций (такими как улыбка, нахмуренные брови) и мозговой активностью, и, с другой стороны, ответами на вопросы о степени удовлетворенности. GS_{ii} выступает предиктором в том смысле, что люди не будут продолжать деятельность, если она дает им низкий уровень удовлетворенности [14; 43; 44; 45]. Если выражение эмоций и поведенческий выбор действительно соотносимы с подразумеваемым «метафизическим» понятием благополучия, то и GS может быть использована в качестве индикатора (ргоху) благополучия.

Второе предположение: порядковая сравнимость подразумевает, что индивидуумы разделяют общее мнение о том, что такое счастье. Это предположение основано на двух заключениях, основанных на результатах психологических исследований. Во-первых, люди отчасти способны распознавать и предсказывать уровень удовлетворенности других. В интервью, когда респондентам были показаны фотографии или видео других людей, они оказались весьма точны в определении того, был ли человек счастлив, грустен, завистлив и т.д. [42; 46]. Данный результат сохранялся, когда респондентов просили предсказать эмоции людей из других культурных общностей. Следовательно, можно утверждать, что существует общий «человеческий язык» удовлетворенности и что удовлетворение приближенно наблюдаемо и сопоставимо между отдельными людьми. Второе основание заключается в том, что индивиды, принадлежащие к одной языковой группе, имеют общее представление о том, как переводить чувства в численную шкалу просто для того, чтобы иметь возможность общаться друг с другом. Было установлено, что респонденты переводили языковые ярлыки, такие как «очень хорошо» и «очень плохо», в примерно одинаковые числовые значения [47]. Эмпирический анализ GS при наличии ординалистической предпосылки позволяет применять

модели с латентными переменными, такими как упорядоченные пробит- и логит-модели.

Третья предпосылка обычно состоит в предположении, что разница между ответами об удовлетворенности, скажем 8 и 9, такая же, как разница между 4 и 5 [35; 48]. Это исключает тенденцию крайних ответов, обусловленную культурными нормами, согласно которым человек может быть либо очень грустным, либо очень радостным, и в этом случае практически отсутствует разница в благосостоянии между срединными категориями. Приведем два аргумента в пользу этого. Во-первых, Шварц [49] утверждает: респонденты пытаются разобраться, что исследователь хочет спросить, как если бы они вели обыкновенную беседу. Следовательно, можно утверждать, что респонденты интерпретируют выбор чисел в качестве количественного вопроса во многом таким же образом, как они интерпретируют веса в супермаркете в количественном смысле. Второй аргумент заключается в том, что даже равный шаг в разнице благополучия между ответами об удовлетворенности, который выступает самым популярным способом кардинализации, соответствует ситуации, когда индивиды пытаются максимизировать информацию, которую они дают в анкете [47; 50]. Когда *GS* рассматривается в качестве кардиналистской меры благосостояния, то эмпирический анализ часто реализуется с помощью МНК или подобными методами.

2.2. Статистические предпосылки

Статистические предпосылки касаются существования и эффектов ненаблюдаемых факторов в наборе данных.

C1. Существуют изменяемые во времени ненаблюдаемые факторы, ε_{it} , соотносимые с наблюдаемыми переменными неизвестным способом.

C2. Существуют неизменные во времени ненаблюдаемые факторы, v_p , относящиеся к начальному уровню наблюдаемых факторов,

и существуют изменяющиеся со временем ненаблюдаемые факторы, ε_{it} , не связанные с наблюдаемыми факторами: $\text{cov}(\varepsilon_{it}, x_{it}) = \text{cov}(v_{it}, \Delta x_{it}) = 0$ и $\text{cov}(v_{it}, x_{it}) \neq 0$.

С3. Ненаблюдаемые факторы, ε_{it} и v_{it} , либо не связаны с наблюдаемыми факторами, или их соотношение известно: $\text{cov}(\varepsilon_{it}, x_{it}) = z_{1it}$ и $\text{cov}(v_{it}, x_{it}) = z_{2it}$, где z равен 0 или представляет собой известную функцию.

Первая статистическая предпосылка зачастую возникает в соответствии с экономической теорией: поскольку индивиды постоянно принимают решения, базируясь на ограничениях и будущих ожиданиях, любые ненаблюдаемые факторы, влияющие на GS и изменяющие ожидания и ограничения, будут влиять на наблюдаемые решения. В случае действия предпосылки С1 выводы о причинности связей не могут быть сделаны.

При С2 все релевантные изменяющиеся во времени факторы считаются наблюдаемыми. Например, в результате проведения рандомизированных экспериментов или полных наборов данных все ненаблюдаемые переменные, возникшие под С1, оказываются известными или признаются экзогенными. Оставшиеся фиксированные ненаблюдаемые факторы влияют на уровни других переменных, но не на их изменения. Главные кандидаты на подобные фиксированные ненаблюдаемые факторы в экономическом анализе – это черты личности: Динер и Лукас [46] и Аргайл [51] предлагают обзор обширных психологических эмпирических данных, свидетельствующих, что неизменные черты характера выступают наилучшими предикторами уровня удовлетворенности. В то время как демографические и социально-экономические переменные в лучшем случае улавливают лишь 15% вариации общей удовлетворенности (GS_{it}) [52], было установлено, что гены и постоянные психологические черты имеют корреляцию с GS_{it} на уровне 80% [53]. Более того, черты характера могут быть связаны со многими демографическими переменными. Таким образом, исследования, не включающие в себя личностные переменные (к которым от-

носится большинство экономических исследований, упомянутых в этой статье), работают в рамках предпосылки С2.

В рамках предпосылки С3 ненаблюдаемые факторы присутствуют, но они либо ортогональны тому, что наблюдаемо, и, следовательно, как правило, не смещают результаты, либо их взаимосвязь с тем, что наблюдаемо (из-за предполагаемой структуры) известна и, следовательно, может быть проконтролирована. Применение данной предпосылки представляется разумным только в случае, когда используемые данные очень обширны, и одновременно может учитываться вся информация.

3. Используемые модели и результаты

3.1. Модели с предположением А3

Одна из популярных моделей, основанных на предпосылке А3, это оценка:

$$GS_{it} = x_{it}\beta + \varepsilon_{it}. \quad (1)$$

Здесь ε_{it} имеет нулевое математическое ожидание и ортогонально x_{it} , что позволяет оценить зависимость GS_{it} от x_{it} с помощью метода наименьших квадратов (МНК). Мы относим к использованию этой модели очень популярную в психологии практику получения главного результата в виде таблицы корреляций между исходными баллами GS_{it} и некоторыми наблюдаемыми характеристиками, потому что это может рассматриваться как представление результатов МНК с одной переменной. Заметим, однако, что в этом случае эта единственная характеристика должна быть ортогональна всем остальным переменным, чтобы эта оценка корреляции могла интерпретироваться как причинная связь.

Эта модель требует выполнения предположений А3–С3, чтобы рассматривать итоговые параметры как причинные. Эта модель – «рабочая лошадка» практически всех срезовых (cross-sectional) психологических исследований: например, только в более чем 50 психологических исследованиях, процитированных

в работе Аргайла [51], все срезовые психологические исследования использовали эту модель. То же самое верно и для срезовых исследований Динера и соавторов [34] и Винховена [54]. Среди экономистов, в раннем исследовании Моравеца [5], изучавшего удовлетворенность жизнью в двух израильских поселениях, и в работе Гарднера и Освальда [55] с временными и региональными фиктивными переменными, также используется МНК [5; 55]. За исключением этих двух исследований, единственный найденный нами пример использования этой модели в экономике в качестве *главной* модели – это работы, изучающие агрегированные данные для сравнения удовлетворенности жителей различных стран и, как следствие, полагающихся на свойство кардинальности [1; 15; 19; 22; 56; 57].

Преимущество использования А3 состоит в том, что достаточно легко отказаться от С3 и перейти к С2 посредством оценки первой разности (1):

$$GS_{it} - GS_{it-1} = \Delta x_{it} \beta + \Delta \varepsilon_{it}. \quad (2)$$

Для (2) очевидно, что если бы была введена фиксированная индивидуальная черта v_i , относящаяся к x_{it} , то она бы исчезла. Эта формулировка – стандартная модель причинности в психологической литературе, использующей панельные данные или временные ряды [51; 58]. В экономике кажется единственным исключением оказались работы Герлах и Стефан [59] и Корпи [60], которые использовали подобную структуру МНК с фиксированными эффектами на данных индивидуального уровня.

Кларк и Освальд [13], Освальд [22], Энг [48] и исследования, проанализированные Истерлином [56], также попадают в данную категорию, так как они используют изменения в индикаторах счастья и соотносят их с изменениями в остальных показателях. Это позволяет использовать фиксированные эффекты на уровне стран, но не на индивидуальном уровне. Работа Ди Телла и соавторов [15] сочетает в себе несколько подходов. Они применяют МНК-регрессию на повторяющихся кросс-секционных индиви-

дуальных данных, используя двухшаговую процедуру, включая фиксированные эффекты, специфицированные для стран. Это означает, что они не учитывают индивидуальные эффекты. Если это ведет к смещению в коэффициентах при индивидуальных характеристиках, тогда изменения в агрегированной удовлетворенности по странам будет связано с изменениями в средних значениях индивидуальных характеристик. Такие динамические изменения не могут быть отслежены с помощью неизменных во времени фиксированных эффектов для стран. Подобная проблема относится и к другим исследованиям удовлетворенности. Следовательно, ни работа Ди Телла и соавторов [15], ни другие экономические исследования, где рассматривается *GS* на агрегированном уровне, не делают поправку на индивидуальные фиксированные эффекты.

A3 в сочетании с *C2* и *C3* приводит к следующим ниже выводам относительно «ключевых» переменных, представляющих интерес для данной работы, – возраста, дохода, проживания с партнером, наличия детей и уровня здоровья.

Возраст, который используется в качестве индикатора для оценки когортных эффектов или ненаблюдаемого социального статуса и здоровья, имеет небольшой положительный эффект [61]. Предложенное объяснение заключается в том, что с возрастом люди чувствуют себя более способными контролировать свое окружение [62], имеют более скромные устремления, которые легче реализовать [63], или же счастливые люди просто живут дольше [51]. Эффекты, однако, малы. Кроме того, согласно спецификации (2), линейный эффект от изменения возраста не отличим от временных эффектов, т.е. может быть определен только нелинейный, но не общий эффект возраста. Далее об этом будет сказано подробнее.

По поводу дохода мнения разделяются. Исследования, основанные на (1), свидетельствуют о сильных положительных эффектах [64], но результаты тех исследований, которые основаны

на (2), колеблются от положительных [34; 59; 65] до статистически незначимых или отрицательных эффектов [66]. Наиболее убедительные исследования (2) используют квазиэкспериментальные планы и отслеживают индивидов, которые неожиданно выиграли большую сумму денег участвуя в лотерее или получив наследство. В таких работах отмечается лишь небольшой долгосрочный эффект от увеличения дохода [51], несмотря на сильный положительный краткосрочный эффект [55]. Это объясняется тем, что индивидуумы адаптируют свой уровень притязаний, когда зарабатывают больше.

Проживание с партнером, что обычно выражается в фиктивной переменной «состояние в браке», в общем оказывает сильный положительный эффект на уровень счастья [33;51;59] при анализе как (1), так и (2).

Согласно исходной работе Х. Кэнтрила [37], где обследовались 35000 респондентов в 11 странах, эффект от наличия детей не очень сильный, хотя метаанализ срезовых данных для США свидетельствует о наличии общего отрицательного эффекта [67]. Это может быть обусловлено тем, что факт наличия детей повышает уровень стресса [51].

Был выявлен сильный положительный эффект здоровья на уровень счастья как при анализе (1), так и (2) [54; 59; 61].

В *табл. 1* мы демонстрируем наши регрессии на данных GSOEP для (1) и (2). Мы представляем только оценки выбранных 5 переменных. Выборка была ограничена работниками из Западной Германии, чтобы избежать проблемы, связанной с отрицательным эффектом безработицы на удовлетворенность, и проблемы сильной взаимосвязи между возрастом, здоровьем и безработицей [12; 60; 68]. Доступные инвариантные-во-времени контрольные переменные добавлены только для (1), но не (2). В обеих спецификациях временные фиктивные переменные были введены в модель для различных волн.

Таблица 1
ДЕТЕРМИНАНТЫ КАРДИНАЛИСТСКОЙ ОБЩЕЙ УДОВЛЕТВОРЕННОСТИ ДЛЯ
ЗАПАДНОГЕРМАНСКИХ РАБОЧИХ В GSOEP

	Модель (1)			Модель (2)		
	МНК для GS		Оценка	МНК для GS с контролирующими переменными		Оценка
	Оценка	t-стат.		t-стат.	t-стат.	
Возраст	-0,03	5,8	-0,05	10,0		
Возраст x возраст	0,0005	7,5	0,0007	11,3	-0,0006	6,5
Лд(доход д/х)	0,34	18,7	0,38	18,6	0,11	4,3
Количество детей	-0,07	5,5	-0,05	5,2	0,01	0,9
Постоянный партнер (1 = да)	0,13	4,8	0,23	12,3	0,07	2,4
Субъективная оценка здоровья	0,54	93,8	0,39	97,3	0,32	44,1
Контролирующие переменные	Нет		Да		Нет	
Количество респондентов	7806		7806		6664	
R ²	0,25		0,26		0,09	
Количество наблюдений	30569		30569		21104	

Временные фиктивные переменные присутствовали во всех моделях, но не приведены в таблице. Количество респондентов ниже для спецификации с фиксированными эффектами, потому что в этом случае требуются по крайней мере 2 наблюдения для каждого респондента.
Контролирующие переменные для МНК на GS содержат следующие переменные: образование, количество рабочих часов, пол и количество взрослых людей в домохозяйстве.

Несколько типичных результатов отражены в *табл. 1*. Результаты из модели (1) стандартны: удовлетворенность увеличивается с возрастом, доходом, проживанием с партнером и здоровьем, эффект от количества детей – отрицательный. Добавление нескольких контролирующих переменных не сильно увеличивает R^2 , только значительно увеличивает коэффициент при фиктивной переменной, отвечающей за брак. R^2 в модели (2) меньше, потому что при оценке использовалась информация только о внутри-групповой вариации. Результаты оценки параметров модели (2), представленные в столбцах 5 и 6 *табл. 1*, также подтверждают предыдущие выводы на основе этой модели: коэффициент при количестве детей не значим, в то время как наличие партнера и здоровье – положительно значимые. Изменение в доходах за один год оказывает небольшой положительный эффект, что соответствует большинству исследований, основанных на (2).

3.2. Модели с предположением A2

Основная модель при принятии предположения A2, т.е. допускающей порядковую сравнимость, это модель с латентной переменной:

$$\begin{aligned} GS_{it}^* &= x_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \\ GS_{it} = k &\Leftrightarrow \lambda_k \leq GS_{it}^* < \lambda_{k+1}, \end{aligned} \quad (3)$$

где $\varepsilon_{it} \perp x_{it}$, GS^* – латентная переменная, а GS – наблюдаемый уровень удовлетворенности. В зависимости от предполагаемого распределения ошибки ε_{it} , данная формулировка приведет к упорядоченным логит- или пробит-моделям, которые могут быть оценены методом максимального правдоподобия или логистической регрессией. Для возможности трактовать оцениваемую переменную в качестве причины, должна также выполняться предпосылка С3. Эта модель наиболее часто используется в исследованиях экономистов. Упорядоченная пробит-модель была использована во многих работах [12; 13; 16; 17; 18; 24; 29; 69; 70; 71; 71].

Упорядоченная логит-модель служила основной, в частности, в работах [10; 23; 73; 74]. Модель упорядоченного латентного отклика также широко используется в экономическом анализе удовлетворенности работой [27; 75; 76; 77] и удовлетворенности здоровьем [25; 28].

В отличие от (1), эта модель не приспособливается легко к включению ненаблюдаемой индивидуальной неоднородности. В упорядоченной пробит-модели, как известно со времен Маддала [78], поправка на фиксированные индивидуальные эффекты приводит к несостоятельным оценкам. Фиксированные эффекты смещают оценки независимо от того, увеличивается ли GS_{it} или нет, и, следовательно, не существует оценки первой разности для фиксированного эффекта в модели с латентной переменной. Это серьезно препятствует осуществлению предпосылки C2 для этой модели в контексте панельных данных. Существуют оценки методом условного максимального правдоподобия для логит-модели с фиксированными эффектами, которые могут быть использованы, когда число различных категорий ответов об уровне удовлетворенности уменьшается до двух. Такой подход применялся однажды при изучении удовлетворенности в работе [23], что обсуждается в разделе 2.5.

Альтернатива в мире, где выполняется предпосылка A2, – это принять определенную структуру соотношения между неменяющимися во времени ненаблюдаемыми и наблюдаемыми переменными. Один из вариантов, отстаиваемых Мандлэком [79], – специфицировать корреляцию между неменяющимися во времени ненаблюдаемыми переменными и меняющимися во времени наблюдаемыми переменными в качестве линейной функции наблюдаемых факторов [72]¹. Кроме того, можно применить упорядоченную логит- или упорядоченную пробит-модель со

¹ Это предполагает, что $\varepsilon_{it} = \alpha_{xi} + v_i + \eta_{it}$, где α_{xi} улавливает корреляцию между фиксированными ненаблюдаемыми переменными и наблюдаемыми. Очевидно, что возможны и другие интерпретации α_{xi} , что затрудняет интерпретацию результатов.

случайными индивидуальными эффектами, которые фиксированы во времени¹. Эффекты в обоих случаях будут эмпирически протестированы ниже.

В литературе с использованием спецификации (3) результаты оценки эффекта возраста немного отличаются от результатов, полученных при использовании (1), что обусловлено не в последнюю очередь добавлением в модель (3) квадрата возраста в качестве независимой переменной. Некоторые исследования, основанные на (3), обнаружили, что счастье с возрастом повышается до некоторого порога (около 40 лет), после чего начинает снижаться [10]. В то же время другие находят подтверждение тому, что удовлетворенность сначала падает, а потом увеличивается [12; 16; 17; 24; 72]. Подобная неоднозначность результатов отмечена и в работе Теодоссиу [74]. Возможно, объяснение состоит в том, что возраст сам по себе служит только опосредующей переменной для ненаблюдаемых характеристик, его коэффициенты сильно зависят от набора независимых переменных, включенных в регрессию. Например, два исследования, основанных на Британском обследовании домохозяйств, не включали количество детей в качестве независимой переменной, но учитывали более полную информацию, связанную с работой [12; 74].

Во всех этих исследованиях эффект дохода положительный. В этом смысле результаты (3) схожи с результатами (1): кросс-секционная общая удовлетворенность, рассматриваемая и как ординальная, и как кардинальная величина, увеличивается с ростом дохода.

Эффект брака или других показателей, характеризующих наличие постоянного партнера, всегда положителен. Такой результат соответствует эмпирическим исследованиям, выполненным при предположениях (1) и (2).

¹ В этом случае это предполагает $\varepsilon_{it} = v_i + \eta_{it}$ с нормально распределенными v_i и η_{it} , ортогональными друг другу и также ортогональными наблюдаемым характеристикам x_{it} .

Эффект количества детей смешанный. Алесина и др. [10] выявили небольшой отрицательный эффект для 13 стран. Свидетельство отрицательного эффекта также приведено в ряде работ [16; 17; 24]. Однако Плаг [69], использовавший расширенный набор контролируемых переменных, пришел к выводу, что эффект в среднем положителен, но он варьируется в зависимости от уровня дохода и становится отрицательным для очень маленького дохода.

Эффект здоровья, если оно включается в качестве независимой переменной, положителен [18; 24; 71].

Из всего сказанного выше мы заключаем, что результаты, представленные в экономической литературе при условии (3) и в психологической литературе при условии (1), хотя и сильно различаются в отношении принятия кардиналистских предпосылок, удивительным образом схожи в отношении эффектов пяти ключевых переменных.

Ниже в *табл. 2* приведены результаты упорядоченной (порядковой) логит- (столбцы 1 и 2) и упорядоченной (порядковой) пробит-моделей (столбцы 3 и 4). В столбцах 5 и 6 отражены результаты упорядоченной пробит-модели с индивидуальными случайными эффектами. Наконец, в столбцах 7 и 8 мы представили результаты упорядоченной пробит-модели со случайными эффектами, в которую мы также включили усредненные по времени некоторые переменные x_{it} согласно предположению Мандлэка относительно ошибки [79].

Согласно данным *табл. 2* кажется, что разница между использованием МНК на сырых данных (спецификация (1)) и упорядоченной логит/пробит-моделью незначительна. Знаки коэффициентов совпадают; набор значимых коэффициентов один и тот же; соотношение между переменными также примерно одинаковое, что свидетельствует о схожих кривых безразличия. Эти результаты соответствуют выводам Данн [80], согласно которым разница между МНК с ошибками измерения и упорядоченной логит-моделью без ошибок очень мала. Тем не менее необходимо принять во внимание, что различный масштаб измерения дис-

Таблица 2
ДЕТЕРМИНАНТЫ ОБЩЕЙ УДОВЛЕТВОРЕННОСТИ, ИЗМЕРЕННОЙ ОРДИНАЛИСТСКИ,
ДЛЯ ЗАПАДНОГЕРМАНСКИХ РАБОЧИХ В GSOEP

	Модель (3)					
	Упоряд. логит Оценка	Упоряд. пробит Оценка	Упоряд. пробит t-стаг.	Упоряд. пробит Оценка	Упоряд. пробит t-стаг.	Упоряд. пробит Оценка
Возраст	-0,07	10,3	10,3	11,4	-0,05	8,3
Возраст × возраст	0,001	12	12,6	12,6	0,001	8,9
Lн(доход д/х)	0,47	17,8	11,8	11,8	0,26	13,1
Количество детей	-0,06	5,6	5,1	-0,03	3,2	-0,01
Постоянный партнер (1 = да)	0,28	11,8	11,8	0,17	8,7	0,16
Субъективная оценка здоровья	0,54	88,2	108,9	0,29	87,3	0,21
Контролирующие переменные	Да	Да	Да	Да	Да	Да
Случайные эффекты	Нет	Нет	Нет	Да	Да	Да
Количество респондентов	Нет	Нет	Нет	Нет	Да	Да
-log(Likelihood)	7806	7806	7806	7806	7806	7806
R ²	51004	50726	47853	47853	47422	47422
Количество наблюдений	30569	30569	30569	30569	30569	30569

Временные фиктивные-переменные были представлены во всех оценках, но не приведены в таблице. Включены средние переменных дохода, количества детей, рабочих часов, взрослых и здоровых.

персии случайного члена препятствует сравнению трех моделей, т.е. МНК, логит- и пробит-моделей. Дисперсия шума равна 1 для пробит- и $\pi^2/6$ для логит-модели.

Добавление индивидуальных случайных эффектов не порождает больших различий в результатах. Тем не менее включение средних значений некоторых переменных для контроля корреляции между ненаблюдаемыми стационарными характеристиками и регрессорами x_{it} приводит к некоторым различиям. Это различие сохраняется при сравнении результатов со спецификацией (2), что свидетельствует о том, что результаты чувствительны по отношению к предпосылкам, сделанных о ненаблюдаемых характеристиках, не меняющихся во времени.

4. Порядковые модели с фиксированными эффектами

Чтобы завершить наш эмпирический анализ, рассмотрим модели, для которых не требуется выполнение С3 и достаточно выполнения С2, несмотря на то что допущение кардинальности часто принимается в психологической литературе. Такие А2–С2 модели комбинируют нежелание экономистов допускать кардинальность с возможностью «кардиналистов» использовать оценки с индивидуальными фиксированными эффектами. Этот подход базируется на статьях Винкельманн и Винкельманн [23] и Хамермеш [27]. Их модель следующая:

$$\begin{aligned} GS_{it}^* &= x_{it}\beta + f_i + \varepsilon_{it}, \\ GS_{it} &= I(GS_{it}^* > 0). \end{aligned} \tag{4}$$

Следовательно, (4) – дихотомическая модель с фиксированными эффектами. Это значит, что модель позволяет различать лишь две категории, и необходимо изменить набор данных, чтобы была возможность воспользоваться этой моделью. Так Винкельманн и Винкельманн [23] на основе шкалы уровня удовлетворенности

от 0 до 10 создали новую переменную, имеющую две градации: уровень удовлетворенности выше 7 или нет. Аналогично, Хамермеш сократил шкалу оценки удовлетворенностью работой с пяти категорий до двух – 0 и 1 [27]. Далее в обеих статьях рассчитана статистика Чемберлейн [36]:

$$P[GS_{i1}, \dots, GS_{iT} | \sum_t GS_{it}, \beta, f_i, x_{it}] = \frac{e^{\sum_t (GS_{it} x_{it}) \beta}}{\sum_{GS \in S(\sum_t GS_{it})} e^{\sum_{t=1}^T I(GS_{it} > k_i) x_{it} \beta}},$$

которая представляет собой вероятность наблюдения GS_{i1}, \dots, GS_{iT} зависящая от их суммы¹. Здесь $S(\sum_t GS_{it})$ обозначает набор всех возможных комбинаций GS_{i1}, \dots, GS_{iT} суммированных к $\sum_t GS_{it}$. Для

$T = 2$, это означает вероятность равную $\frac{e^{(GS_{i1} x_{i1} + GS_{i2} x_{i2}) \beta}}{e^{x_{i1} \beta} + e^{x_{i2} \beta}}$ и принимает во внимание только индивидов, для которых $GS_{i1} + GS_{i2} = 1$.

Так как эти модели используют только индивидов, пересекающих пороговое значение, установленное исследователем, то наблюдаются очень большие потери в данных. Винкельманн и Винкельманн [23], которые изначально рассматривали около 10 000 индивидов, в ходе оценки использовали информацию только о 2523 индивидах, которые действительно удовлетворяли данной предпосылке. У Хамермеша [27], работавшего с теми же данными *GSOEP*, что и мы, при оценке осталось только 712 индивидов, удовлетворяющих условию. Опасность таких значительных потерь в данных заключается в том, что ошибки измерения могут стать причиной значительного разброса остатков.

Другое ограничение обеих статей: они не включают фиктивные переменные для времени, что приводит к тому, что специфические во времени факторы не контролируются. Рассмотрим пример:

¹ Она также зависит от x_{it} , f_i и b . Это также относится к предыдущим и последующим моделям, но мы не будем далее отмечать это в нотациях.

для логарифма дохода мы можем записать $\ln(p_t y_{it}) = \ln(p_t) + \ln(y_{it})$, где p_t – общий уровень цен. Когда включается фиктивная переменная для времени, любой эффект от $\ln(p_t)$ поглощается в зависящей от времени константе и коэффициент для $\ln(p_t y_{it})$ отражает только чистый эффект от реального дохода $\ln(y_{it})$. Аналогично для возраста мы можем записать $\text{age}_{it} \beta_{\text{age}} = \text{age}_{i1} \beta_{\text{age}} + (t-1) \beta_{\text{age}}$. $\text{age}_{i1} \beta_{\text{age}}$ не меняется во времени и, следовательно, собирает в себе индивидуальные эффекты. В свою очередь, компонент $(t-1) \beta_{\text{age}}$ является общим для всех индивидов. Таким образом, как уже отмечалось, линейный эффект возраста может быть устранен в зависящей от времени константе. И наоборот: возраст будет улавливать всякий временной эффект, если фиктивная переменная для времени не используется.

Хамермеш [27] использует только набор переменных, связанных с доходом, в качестве факторов, при этом данные переменные в текущих ценах могут быть подвержены инфляции и другим временным эффектам. Винкельманн и Винкельманн [23] включили в модель возраст в качестве независимой переменной, поскольку не учитывали других связанных с временем интерцептов. В результате они обнаружили, что возраст практически всегда оказывает отрицательный эффект, что противоречит результатам других исследований. В Приложении В мы приводим анализ чувствительности, показывающий, что включение временных фиктивных переменных действительно оказывает большое влияние на оцениваемые коэффициенты.

Здесь мы пытаемся преодолеть ограничения логит-модели с фиксированными эффектами путем расширения идеи Чемберлейна [36] до упорядоченной логит-модели с фиксированными эффектами. Наша модель имеет вид:

$$\begin{aligned} GS_{it}^* &= x_{it} \beta + f_i + \varepsilon_{it}, \\ GS_{it} = k &\Leftrightarrow \lambda_k^i \leq GS_{it}^* < \lambda_{k+1}^i \end{aligned} \tag{5}$$

где $t = 1, \dots, T; k = 0, \dots, K; G(\varepsilon_{it}) = \frac{e^{\varepsilon_{it}}}{1 + e^{\varepsilon_{it}}}$ – функция интегрального распределения ε_{it} . Это упорядоченная логит-модель с фиксированными индивидуальными эффектами и со специфическими индивидуальными пороговыми значениями, $\lambda_{k_i}^i$. Относительно пороговых значений предположим только, что они возрастают, т. е. $\lambda_{k_i}^i < \lambda_{k_{i+1}}^i$. Предположение о порядковой сравнимости выполняется. Следовательно, это модель А1–С2 типа.

Искомая статистика выглядит как:

$$\begin{aligned}
 & P[I(GS_{i1} > k_i), \dots, I(GS_{iT} > k_i) \mid \sum_t I(GS_{it} > k_i) = c] \\
 &= \frac{\prod_{t=1}^T \{1 + I(GS_{it} > k_i)[e^{-\lambda_{k_i}^i + (x_{it}\beta + f_i)} - 1]\}}{\prod_{t=1}^T [1 + e^{-\lambda_{k_i}^i + (x_{it}\beta + f_i)}]} = \\
 &= \sum_{GS \in S(k_i, c)} \frac{\prod_{t=1}^T \{1 + I(GS_{it} > k_i)[e^{-\lambda_{k_i}^i + (x_{it}\beta + f_i)} - 1]\}}{\prod_{t=1}^T [1 + e^{-\lambda_{k_i}^i + (x_{it}\beta + f_i)}]} \\
 &= \frac{e^{\sum_{t=1}^T I(GS_{it} > k_i) x_{it}\beta}}{\sum_{GS \in S(k_i, c)} e^{\sum_{t=1}^T I(GS_{it} > k_i) x_{it}\beta}}
 \end{aligned}$$

При этом $0 < c < T$ и где $S(k_i, c_i)$ обозначает набор всех возможных комбинаций GS_{i1}, \dots, GS_{iT} , для которых $\sum_t I(GS_{it} > k_i) = c_i$, где c_i отвечает за число временных периодов, когда уровень удовлетворенности выше барьерного значения k_i . Мы снова видим, что все параметры, способные вызвать помехи, выпадают.

Эта оценочная функция аналогична обыкновенной логит-модели с фиксированными эффектами в том смысле, что данные сводятся к бинарной переменной, но затем применяются к относящейся к индивиду записи в массиве данных через свободный параметр k_i .

Это значит, что можно включить наблюдения всех индивидов, у которых оценка уровня удовлетворенности меняется, т.е. благодаря использованию K категорий вместо двух¹ не происходит значительной потери информации. В данном случае задействованы практически все респонденты с несколькими наблюдениями, потому что любой индивид, у которого происходит изменение GS_{it} , может быть включен в выборку для оценки параметров. В Приложении D процедура оценки описывается более полно и предлагается путь эффективного выбора k_j .

Существует другой метод, подверженный тем же ограничениям классического метода Чемберлейна, – метод Дас и Ван Соест [81; 82]. Они разработали оценочную функцию, основанную на средневзвешенных оценках Чемберлейна для каждого k . В итоге получаются оценки β_k , основанные на информации о тех респондентах, для которых $T > \sum_{t=1}^{t=T} I(GS_{it} > k) > 0$ для каждого $0 < k < K$. Интуитивно ее привлекательность заключается в том, что она включает для каждого индивида все возможные k и поэтому использует больше информации. Основной недостаток заключается в том, что отсутствует достаточное количество данных по каждой категории k для оценки каждой β_k . В нашем случае это означает, что не удастся использовать информацию обо всех категориях, что приведет к удалению некоторого количества индивидов из выборки. Возможно, подобное «выпадение» респондентов будет наблюдаться в большинстве исследований, основанных на субъективных вопросах об удовлетворенности, учитывая, что – по крайней мере в западных странах – существует очень мало индивидов, которые чувствуют себя очень неудовлетворенными и выбирают одну из низших категорий [83]. Кроме того, оценка по Дас и Ван Соест требует выполнения более сильных предпосылок, так как веса β_k за-

¹ Эта оценочная функция, как и традиционная логит-модель фиксированного эффекта, не может предсказать вероятности и предельные эффекты, не делая дополнительных предположения. Например, что индивидуальный фиксированный эффект равен нулю.

висят от совместной вероятности присутствия индивида в выборках для более чем одного k . Это связано с совместным распределением GS_{it} , ..., GS_{it^p} а значит, и с параметрами, которые вносят помехи. Сильные и слабые стороны оценок Дас и Ван Соест относительно наших оценок более подробно обсуждаются в приложениях С и D.

В *табл. 3* мы представили результаты оценки упорядоченной логит-модели с фиксированными эффектами и модели Дас и Ван Соест. Для сравнения мы включили результаты ΔGS из *табл. 1* при выполнении условия А3–С2. Мы также добавили релевантные параметры из упорядоченной логит-модели при выполнении А2–С3 из *табл. 2*.

Можно увидеть, что по крайней мере значимые коэффициенты, полученные с помощью МНК на ΔGS , и те, которые стали результатом применения упорядоченной логит-модели с фиксированными эффектами, очень похожи по величине и соотношению¹. Расходятся только коэффициенты при переменной *возраст* \times *возраст*. Также можно заметить, что количество индивидуумов, которые были исключены из выборки при использовании упорядоченной логит-модели с фиксированными эффектами, составляет только 13% по сравнению с МНК, что представляет собой долю индивидов, для которых GS_{it} не меняется во времени.

Большая часть этих индивидов в свою очередь наблюдаются только в двух периодах. Оценки коэффициентов, полученные по Дас и Ван Соест, схожи с нашими оценками, однако их стандартные отклонения в общем ниже и сами коэффициенты отчасти больше по величине. Оценки Дас и Ван Соест основаны на меньшем количестве индивидов, поскольку они не принимают во внимание экстремальные ответы.

¹ Эти два набора коэффициентов также соответствуют коэффициентам, полученным для упорядоченной пробит-модели со случайными эффектами при включении средних значений некоторых переменных для контроля корреляции между v_i и x_{it} (см. *табл. 2*).

Таблица 3
РЕЗУЛЬТАТЫ ОЦЕНКИ ИЗМЕНЕНИЯ ОБЩЕЙ УДОВЛЕТВОРЕННОСТИ В GSOEP С ПОМОЩЬЮ
УПОРЯДОЧЕННОЙ ЛОГИТ-МОДЕЛИ С ФИКСИРОВАННЫМИ ЭФФЕКТАМИ

	Упоряд. логит с фикс. эффект.		МНК с фикс. эффект.		Дас и Ван Соест		Упоряд. логит	
	Оценка	t-стат.	Оценка	t-стат.	Оценка	t-стат.	Оценка	t-стат.
Возраст	-0,0002	0,7	-0,0006	6,5	-0,0006	1,5	-0,07	10,3
Возраст × возраст	0,19	3,8	0,11	4,3	0,20	4,0	0,47	17,8
Ln(доход д/х)	0,002	0,1	0,01	0,9	0,002	0,1	-0,06	5,6
Количество детей	0,08	1,4	0,07	2,4	0,16	2,8	0,28	11,8
Постоянный партнер (1 = да)	0,37	24,6	0,32	44,1	0,49	33,9	0,54	88,2
Субъективная оценка здоровья	Да		Да		Да		Да	
Временные дамки	5801		6664		5222		7806	
Количество респондентов	9004,3		0,09				51004	
$-\log(\text{Likelihood})$								
R^2								
Количество наблюдений	25442		21104		23356		30569	

Количество респондентов меньше в логит-моделях с фиксированными эффектами, так как они требуют по крайней мере 2 наблюдения для каждого респондента. Кроме того, в модели с фиксированными эффектами используется информация только о тех индивидах, чьи GS меняются после 1 периода.

Результаты оценки упорядоченной логит-модели с фиксированными эффектами довольно сильно отличаются от результатов оценки простой упорядоченной логит-модели. Без учета индивидуальных фиксированных эффектов коэффициент при доходах гораздо больше. Эффект возраста для простой модели упорядоченного выбора отрицателен. Это означает, что хотя мы не знаем полный эффект возраста из-за неопределенности временных эффектов, мы знаем, что эффект сам по себе сокращается со временем. Эффект от количества детей в модели с фиксированными эффектами противоречит результатам простой логит-модели в том, что коэффициент не является отрицательным и незначимым. Величина коэффициентов и их значимость для брака и здоровья гораздо больше в простой логит-модели по сравнению со случаем включения в модель фиксированных эффектов.

Мы провели несколько проверок результатов на чувствительность. Помимо варьирования набора включенных в анализ переменных, мы рассмотрели потенциальную проблему эндогенности, связанную с собственной оценкой здоровья и удовлетворенности. В качестве инструментальной переменной для субъективной оценки здоровья мы взяли количество дней в году, в течение которых респондент был болен. Как и Динер и др. [54], мы пришли к выводу, что использование инструментов для оценки влияния здоровья сокращает значимость коэффициента при здоровье, однако он по-прежнему остается положительным. Анализ, приведенный в приложении В, показывает, что использование инструментальных переменных не изменяет в количественном отношении и другие результаты.

В целом, можно сделать заключение, что выбор между предпосылками о кардиналистском или ординалистском характере ответов на вопрос об уровне удовлетворения не меняет качественно результаты, в то время как трактовка ненаблюдаемых инвариантных во времени эффектов играет существенную роль.

5. Краткий обзор прочих методологических вопросов

Некоторые исследователи используют подход структурных уравнений [72], который, однако, позволяет эффективно интерпретировать только ограниченное число уравнений приведенной формы.

Многие авторы исключают данные с пропущенными значениями. Некоторые из них затем проводят перевзвешивание данных [16; 17; 18; 69], хотя нет никаких подтверждений, что перевзвешивание имеет заметный эффект.

Брэдли и Заславски [84] использовали иной подход и, рассматривая удовлетворенность потребителей, разработали оценочную функцию, которая переводит значения «затрудняюсь ответить» в ответах на вопрос об удовлетворенности в отдельную категорию, которая показывает, что индивид не испытывает достаточно сильных чувств по этому вопросу. В случае счастья такое соотношение маловероятно. Действительно, процент людей, ответивших на вопросы об удовлетворенности, как правило, очень велик (в наших данных свыше 90%).

Терца [85] обсуждает проблему экзогенных переменных, которые мы можем наблюдать только в качестве категориальных переменных.

Терца [86] предлагает упорядоченную пробит-модель, где пороговые значения специфицированы для отдельного индивида, т.е. λ_k – линейная функция от x_{it} . Керкхоф и Линдебум [28] применяют этот метод в исследовании удовлетворенности здоровьем. Главное дополнительное допущение, которое необходимо сделать, чтобы разграничить различия в пороговых значениях для индивидов и различия в реальной латентной удовлетворенности, – это референтная группа, для которой пороговые значения не затронуты индивидуальными обстоятельствами.

Равайон и Локшин [87; 88] оценивают упорядоченную пробит-модель для латентной переменной y_i^* , наблюдаемые значения

которой y_{it} представляют собой *изменения* между сообщенными ответами об удовлетворенности в периоды t и $t - 1$. Если ответы об уровне удовлетворенности находятся в интервале от 0 до K , то величина y_{it} будет располагаться в интервале от $-K$ до $+K$. Данная модель может допускать зависимость между пороговыми значениями λ_k и оценкой удовлетворенности за предыдущий период, хотя авторы данной работы этого не делают. Используемая модель базируется на двух необычных допущениях. Первое и основное предположение – латентная переменная y_{i+1}^* полагается равной нулю в период t . Это означает, что сразу же после опроса в период t оценка счастья рассматриваемого человека переустанавливается на уровне равном среднему значению для той категории, к которой она относилась в тот момент, и не переустанавливается для любого другого момента времени. Только после этого переопределяются границы категорий. Если оценка счастья будет переопределяться в другие моменты, то тогда модель Равайона и Локшина [87; 88] будет неприменима¹. Как следствие, представление о счастье уникально для каждого интервью и не существует в другие моменты. Во-вторых, изменение показателя счастья не ограничено только тогда, когда счастье меняется от 0 до K или от K до 0, потому что только в этом случае переменная y_{it} достигает своего экстремума от $-K$ или K . На интуитивном уровне это можно объяснить сле-

¹ Предположение о «сбросе» или «переустановке» имеет решающее значение, так как только в этом случае не существует никакого влияния фиксированных индивидуальных особенностей на изменение удовлетворенности в данной модели. Без такой переоценки уровень счастья в последнем периоде влияет на вероятность изменения уровня в следующем, и таким образом вновь возникает проблема фиксированных индивидуальных особенностей. Чтобы убедиться, что «сброс» не должен возникать вне интервью, рассмотрим крайний альтернативный вариант, когда такие сбросы происходят очень часто. Тогда только дискретные скачки переменных или ошибки могут сместить человека с одного уровня счастья на другой, в то время как постепенные изменения переменных не могут привести к этому. Следовательно, предполагаемая частота сброса влияет на оценки параметров.

дующим образом: истинное блаженство возможно только после полного отчаяния, и полное отчаяние возможно только после истинного блаженства. Нам неизвестны исследования в экономической или психологической литературе, которые явно выдвигают или проверяют эти предположения.

6. Заключение и обсуждение

Итак, мы обнаружили, что принятие допущения о кардинальности или же ординальности ответов об общем уровне удовлетворенности не оказывает существенного влияния на результаты. Решающее значение имеет то, как учитываются инвариантные во времени ненаблюдаемые факторы. Положительное влияние дохода на общую удовлетворенность снижается приблизительно на $2/3$ при принятии во внимание фиксированных эффектов ненаблюдаемых факторов. Кроме того, при учете фиксированных эффектов влияние наличия детей было незначимо положительным, в то время как без фиксированных факторов это влияние было значимо отрицательным. Мы можем только предположить, что влияние многих других переменных, используемых в экономической литературе до сих пор, измеренных как на индивидуальном, так и на страновом уровне, окажется совсем другим, если будут учтены фиксированные эффекты индивидуальных черт.

Что касается дальнейших исследований, чрезвычайно важно учитывать индивидуальные фиксированные эффекты или иным способом включать в качестве независимых переменных инвариантные во времени личностные качества, которые оказывают такое большое влияние на удовлетворенность в целом. Также, учитывая важность личностных качеств для общей удовлетворенности индивида, на наш взгляд, важно понять, как формируется распределение черт личности среди населения, чтобы добиться понимания межстрановых различий в счастье.

Наконец, позволим себе замечание о незначительном влиянии дохода на счастье. Коэффициент $0,11$ при переменной, отражаю-

шей логарифм дохода, в МНК модели с фиксированными эффектами означает, что индивиду понадобится рост дохода более чем на 800000%, чтобы достичь увеличения общей удовлетворенности на 1 пункт по шкале от 0 до 10. Это само по себе вызывает вопрос, почему индивиды прикладывают столько усилий для получения большего дохода, и почему большинство экономистов начиная с Джевонса [89] считают доход главным мотивом человеческого поведения. Психологи Брикман и Кэмпбелл [90] уже давно ответили на этот вопрос, предположив, что люди находятся на «беговой дорожке гедонизма», подразумевая, что они постоянно преследуют цели, при достижении которых эти цели перестают приносить удовлетворение. Этот часто повторяющийся аргумент соответствует данным, согласно которым средняя удовлетворенность практически не возрастает в странах, где наблюдается рост дохода [19; 58]. Чтобы это утверждение оказалось правдой, видимо, нужна высокая степень несовершенного прогнозирования и заблуждения индивидов. Возможно, индивидуальный выбор – это далеко не только вопрос о счастье?

ЛИТЕРАТУРА

1. *Easterlin R.* Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence // *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramovitz* / Ed. P. David, R. Reder. New York: Academic Press, 1974.
2. *Scitovsky T.* Income and Happiness // *Acta Oeconomica*. 1975. Vol. 15. P. 45–53.
3. *Kapteyn A., Van Praag, B.M.S.* A New Approach to the Construction of Equivalence Scales // *European Economic Review*. 1976. Vol. 7. P. 313–35.
4. *Martin J.K., Lichter D.T.* Geographic Mobility and Satisfaction with Life and Work // *Social Science Quarterly*. 1983. Vol. 64. P. 524–35.
5. *Morawetz D.* Income Distribution and Self-rated Happiness: Some Empirical Evidence // *Economic Journal*. 1977. Vol. 87. P. 511–22.
6. *Ng Y.K.* Economic Growth and Social Welfare: the Need for a Complete Study of Happiness // *Kyklos*. 1978. Vol. 31. P. 575–587.
7. *Wansbeek T., Kapteyn A.* Tackling Hard Questions by Means of Soft Methods: the Use of Individual Welfare Functions in Socio-economic Policy // *Kyklos*. 1983. Vol. 36. P. 249–69.

8. *Sirgy M.J., Morris M., Samli A.C.* The Question of Value in Social Marketing: Use of a Quality-of-life Theory to Achieve Long-term Life Satisfaction // *American Journal of Economics and Sociology*. 1985. Vol. 44. P. 215–28.

9. *Headey B., Krause. P.* A Health and Wealth Model of Change in Life Satisfaction: Analyzing Links between Objective Conditions and Subjective Satisfaction // *Sonder-forchungs-bereich 3*. Munich: Univ. of Mannheim, 1988.

10. *Alesina A., Di Tella R., MacCulloch R.* Inequality and Happiness: are Europeans and Americans Different? // *NBER Working Paper Series*. 2001. No. 8198.

11. *Blanchflower D.G., Oswald A.J.* What Makes an Entrepreneur? // *Journal of Labor Economics*. 1998. Vol. 16. P. 26–60.

12. *Blanchflower D.G., Oswald A.J.* Well-being Over Time in Britain and the USA // *NBER Working Paper Series*. 2000. No. 7487.

13. *Clark A.E., Oswald A.J.* Unhappiness and Unemployment // *Economic Journal*. 1994. Vol. 104. P. 648–59.

14. *Frijters P.* Do Individuals Try to Maximize General Satisfaction? // *Journal of Economic Psychology*. 2000. Vol. 21. P. 281–304.

15. *Di Tella R., MacCulloch R.J., Oswald A.J.* Preferences Over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness // *American Economic Review*. 2001. Vol. 91. P. 335–341.

16. *Frey B.S., Stutzer A.* Measuring Preferences by Subjective Well-being // *Journal of Institutional and Theoretical Economics*. 1999. Vol. 155. P. 755–778.

17. *Frey B.S., Stutzer A.* Happiness, Economy and Institutions // *Economic Journal*. 2000. Vol. 110. P. 918–38.

18. *Hartog J., Oosterbeek H.* Health, Wealth and Happiness: Why Pursue a Higher Education? // *Economics of Education Review*. 1998. Vol. 17. P. 245–256.

19. *Kenny C.* Does Growth Cause Happiness, or Does Happiness Cause Growth? // *Kyklos*. 1999. Vol. 52. P. 3–25.

20. *Foundations of Hedonic Psychology: Scientific Perspectives on Enjoyment and Suffering* / Ed. D. Kahneman, E. Diener, N. Schwarz. New York: Russel Sage Foundation, 1999.

21. *Konow J., Earley J.* The Hedonic Paradox: is Homo-economicus Happier? // *Economics Faculty Works*. Los Angeles, CA: Loyola Marymount Univ., 1999.

22. *Oswald A.J.* Happiness and Economic Performance // *Economic Journal*. 1997. Vol. 107. P. 1815–31.

23. *Winkelmann L., Winkelmann R.* Why Are the Unemployed So Unhappy? Evidence from Panel Data // *Economica*. 1998. Vol. 65. P. 1–15.

24. *Wottiez I., Theeuwes J.* Well-being and Labor Market Status // *The Distribution of Welfare and Household Production: International Perspectives* / Ed. S.P. Jenkins, A. Kapteyn, B.M.S. Van Praag. Cambridge: Cambridge Univ. Press, 1998. P. 211–30.

25. *Cutler D., Richardson E.* Measuring the Health of the U.S. Population // *Brookings Papers on Economic Activity Microeconomics*, 1997. P. 217–271.

26. *Ferrer-i-Carbonell A., Van Praag B.M.S.* The Subjective Costs of Health Losses Due to Chronic Diseases. An Alternative Model for Monetary Appraisal // *Health Economics*. 2002. Vol. 11. P. 709–722.

27. *Hamermesh D.S.* The Changing Distribution of Job Satisfaction // *Journal of Human Resources*. 2001. Vol. 36. P. 1–30.

28. *Kerkhofs M., Lindeboom M.* Subjective Health Measures and State Dependent Reporting Errors // *Health Economics*. 1995. Vol. 4. P. 221–235.

29. *Pradhan M., Ravallion M.* Measuring Poverty Using Qualitative Perceptions of Consumption Adequacy // *Review of Economics and Statistics*. 2000. Vol. 82. P. 462–71.

30. *Rain J.S., Lane I.M., Steiner D.D.* A Current Look at the Job Satisfaction / Life Satisfaction Relationship: Review and Future Consideration // *Human Relations*. 1991. Vol. 32. P. 605–623.

31. *Van Praag B.M.S., Frijters P.* The Measurement of Welfare and Well-being; the Leyden Approach // *Foundations of Hedonic Psychology: Scientific Perspectives on Enjoyment and Suffering* / Ed. D. Kahneman, E. Diener, N. Schwarz. New York: Russel Sage Foundation, 1999. Ch. 21.

32. *Varady D.P., Carozza A.C.* Towards a Better Way to Measure Customer Satisfaction Levels in Public Housing: a Report from Cincinnati // *Housing Studies*. 2000. Vol. 15. P. 797–825.

33. *Veenhoven R.* World Database of Happiness: Correlates of Happiness. Rotterdam: Erasmus Univ., 1994.

34. *Veenhoven R.* Quality-of-life in Individualistic Society: a Comparison of 43 Nations in the Early 1990's // *Social Indicators Research*. 1997. Vol. 48. P. 157–186.

35. *Ng Y.K.* A Case for Happiness, Cardinalism, and Interpersonal Comparability // *Economic Journal*. 1997. Vol. 107. P. 1848–58.

36. *Chamberlain G.* Analysis of Covariance with Qualitative Data // *Review of Economic Studies*. 1980. Vol. 47. P. 225–38.

37. *Cantril H.* The Pattern of Human Concerns, New Brunswick: Rutgers Univ. Press, 1965.

38. *Likert R.* A Technique for the Measurement of Attitudes // *Archives of Psychology*. 1932. Vol. 140. P. 55.

39. *Bradburn N.M.* The Structure of Psychological Well-being. Chicago: Aldine, 1969.

40. *Shizgal P.* On the Neutral Computation of Utility: Implications from Studies of Brain Simulation Reward // *Foundations of Hedonic Psychology: Scientific Perspectives on Enjoyment and Suffering* / Ed. D. Kahneman, E. Diener, N. Schwarz. New York: Russel Sage Foundation, 1999. Ch. 26.

41. *Fernandez-Dols J.-M., Ruiz-Belda M.A.* Are Smiles a Sign of Happiness. Gold Medal Winners at the Olympic Games // *Journal of Personality and Social Psychology*. 1995. Vol. 69. P. 1113–1119.

42. *Sandvik E., Diener E., Seidlitz L.* Subjective Well-being: the Convergence and Stability of Self and Non Self Report Measures // *Journal of Personality*. 1993. Vol. 61. P. 317–342.

43. *Kahneman D., Fredrickson B.L., Schreiber C.A., Redelmeier D.A.* When More Pain is Preferred to Less: Adding a Better End // *Psychological Science*. 1993. Vol. 4. P. 401–405.

44. *Clark A.E., Georgellis Y., Sanfey P.* Job Satisfaction, Wage Changes and Quits: Evidence from Germany // *Research in Labor Economics*. 1998. Vol. 17. P. 95–121.

45. *Shiv B., Huber J.* The Impact of Anticipating Satisfaction on Consumer Choice // *Journal of Consumer Research*. 2000. Vol. 27. P. 202–216.

46. *Diener E., Lucas R.E.* Personality and Subjective Well-being // *Foundations of Hedonic Psychology: Scientific Perspectives on Enjoyment and Suffering* / Ed. D. Kahneman, E. Diener, N. Schwarz. New York: Russel Sage Foundation, 1999. Ch. 11.

47. *Van Praag B.M.S.* Ordinal and Cardinal Utility: an Integration of the Two Dimensions of the Welfare Concept // *Journal of Econometrics*. 1991. Vol. 50. P. 69–89.

48. *Ng Y.K.* Happiness Surveys: Some Comparability Issues and an Exploratory Survey Based on Just Perceived Increments // *Social Indicators Research*. 1996. Vol. 38. P. 1–27.

49. *Schwarz N.* What Respondents Learn from Questionnaires: the Survey Interview and the Logic of Conversation // *International Statistical Review*. 1995. Vol. 63. P. 153–177.

50. *Parducci A.* Happiness, Pleasure and Judgment, the Contextual Theory and Its Applications. Mahwah; New York: Erlbaum Associates, 1995.

51. *Argyle M.* Causes and Correlates of Happiness // *Foundations of Hedonic Psychology: Scientific Perspectives on Enjoyment and Suffering* / Ed. D. Kahneman, E. Diener, N. Schwarz. New York: Russel Sage Foundation, 1999. Ch. 18.

52. *Diener E.* Subjective Well-being // *Psychological Bulletin*. 1984. Vol. 95. P. 542–575.

53. *Lykken D., Tellegen A.* Happiness is a Stochastic Phenomenon // *Psychological Science*. 1996. Vol. 7. P. 186–189.

54. *Diener E., Suh E., Lucas R., Smith H.* Subjective Well-being: Three Decades of Progress // *Psychological Bulletin*. 1999. Vol. 125. P. 276–302.

55. *Gardner J., Oswald A.J.* Does Money Buy Happiness? A longitudinal study using data on windfalls. Coventry: Warwick Univ., 2001.

56. *Easterlin R.* Will Raising the Incomes of All Increase the Happiness of All? // *Journal of Economic Behavior and Organization*. 1995. Vol. 27. P. 35–47.

57. *Micklewright J., Stewart K.* Is the Well-being of Children Converging in the European Union? // *Economic Journal*. 1999. Vol. 109. P. 692–714.

58. *Diener E., Suh E.* National Differences in Well-being // *Foundations of Hedonic Psychology: Scientific Perspectives on Enjoyment and Suffering* / Ed. D. Kahneman, E. Diener, N. Schwarz. New York: Russel Sage Foundation, 1999. Ch. 22.

59. *Gerlach K., Stephan G.* A Paper on Unhappiness and Unemployment in Germany // *Economics Letters*. 1996. Vol. 52. P. 325–330.

60. *Korpi T.* Is Utility Related to Employment Status? Employment, Unemployment, Labor Market Policies and Subjective Well-being Among Swedish Youth // *Labour Economics*. 1997. Vol. 4. P. 125–147.
61. World Values Study Group. World Values Survey 1981–1984 and 1990–1993, Inter-University Consortium for Political and Social Research. Ann Arbor: Institute for Social Research; Univ. of Michigan, 1994.
62. *Ryff C.D.* Psychological Well-being in Adult Life // *Current Directions in Psychological Science*. 1995. Vol. 4. P. 99–104.
63. *Cambell A., Converse P.E., Rodgers W.L.* The Quality of American Life. New York: Sage, 1976.
64. *Diener E., Diener M., Diener C.* Factors Predicting the Subjective Well-being of Nations // *Journal of Personality and Social Psychology*. 1995. Vol. 69. P. 851–864.
65. *Inglehart R.* Culture Shift. Chicago: Chicago Press, 1990.
66. *Diener E., Sandvik E., Seidlitz L., Diener M.* The Relationship between Income and Subjective Well-being: Relative or Absolute? // *Social Indicators Research*. 1993. Vol. 28. P. 195–223.
67. *Glenn N.D., Weaver C.N.* A Multivariate, Multisurvey Study of Marital Happiness // *Journal of Marriage and the Family*. 1979. Vol. 40. P. 269–282.
68. *Clark A.E., Oswald A.J.* Satisfaction and Comparison Income // *Journal of Public Economics*. 1996. Vol. 61. P. 359–381.
69. *Plug E.J.S.* Leyden Welfare and Beyond. PhD thesis. Amsterdam: Thesis Publishers, 1997.
70. *Ferrer-i-Carbonell A.* Income and Well-being: an Empirical Analysis of the Comparison Income Effect // *Tinbergen Institute Discussion Papers*. 2002. No. 02–019/3.
71. *McBride M.* Relative-income Effects on Subjective Well-being in the Cross-section // *Journal of Economic Behavior and Organization*. 2001. Vol. 45. P. 251–278.
72. *Van Praag B.M.S., Frijters P., Ferrer-i-Carbonell A.* The Anatomy of Subjective Well-being // *Journal of Economic Behavior and Organization*. 2003. Vol. 51. P. 29–49.
73. *Blanchflower D.G., Oswald A.J.* The Rising of Well-being of the Young // *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries* / Ed. D.G. Blanchflower, R.B. Freeman. Chicago: National Bureau of Economic Research; Univ. of Chicago Press, 2000. Ch. 7.
74. *Theodossiou I.* The Effects of Low-pay and Unemployment on Psychological Well-being: A Logistic Regression Approach // *Journal of Health Economics*. 1998. Vol. 17. P. 85–104.
75. *Clark A.E.* Job Satisfaction and Gender: Why Are Women So Happy at Work? // *Labour Economics*. 1997. Vol. 4. P. 341–372.
76. *Levy-Garboua L., Montmarquette L.C.* Reported Job-satisfaction: What Does It Mean? // *Cahier de Recherche 1*, Univ. of Paris, 1997.

77. *Sousa-Poza A., Sousa-Poza A.A.* Taking Another Look at the Gender/Job Satisfaction Paradox // *Kyklos*. 2000. Vol. 53. P. 135–152.

78. *Maddala G.S.* Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics. Cambridge: Cambridge Univ. Press, 1983.

79. *Mundlak Y.* On the Pooling of Time Series and Cross Section Data // *Econometrica*. 1978. Vol. 46. P. 69–85.

80. *Dunn L.F.* Category Versus Continuous survey Responses in Economic Modelling: Monte Carlo and Empirical Evidence // *Review of Economics and Statistics*. 1993. Vol. 75. P. 188–193.

81. *Das M., van Soest A.* A Panel Data Model for Subjective Information on Household Income Growth // Tilburg Univ., Department of Econometrics and Center, 1996.

82. *Das M., van Soest A.* A Panel Data Model for Subjective Information on Household Income Growth // *Journal of Economic Behavior and Organization*. 1999. Vol. 40. P. 409–426.

83. World Database of Happiness, directed by Ruut Veenhoven, Rotterdam: Erasmus University. URL: <http://www.eur.nl/fsw/research/happiness/>.

84. *Bradlow E.T., Zaslavsky A.M.* A Hierarchical Latent Variable Model for Ordinal Data from a Customer Satisfaction Survey with ‘No Answer’ Responses // *Journal of the American Statistical Association*. 1999. Vol. 94. P. 43–52.

85. *Terza J.V.* Estimating Linear Models with Ordinal Qualitative Regressors // *Journal of Econometrics*. 1987. Vol. 34. P. 275–291.

86. *Terza J.V.* Ordinal Probit: a Generalization // *Communications in Statistics – Theory and Methods*. 1985. Vol. 14. P. 1–11.

87. *Ravallion M., Lokshin M.* Identifying Welfare Effects from Subjective Questions // *Economica*. 2001. Vol. 68. P. 335–357.

88. *Ravallion M., Lokshin M.* Self-rated Economic Welfare in Russia // *European Economic Review*. 2002. Vol. 46. P. 1453–1473.

89. *Jevons W.S.* The Theory of Political Economy. London, New York: Macmillan, 1871.

90. *Brickman P., Campbell D.T.* Hedonic Relativism and Planning the Good Society // *Adaptation-level Theory: a Symposium* / Ed. M.H. Apley. New York: Academic Press, 1971.

91. *Hayashi F.* *Econometrics*. Princeton, NJ: Princeton Univ. Press, 2000.

92. *Hunt J.* Determinants of Non-employment and Unemployment Durations in East Germany // NBER Working Paper Series. 1999. No. 7128.

93. *Landua D.* An Attempt to Classify Satisfaction Changes: Methodological and Content Aspects of a Longitudinal Problem // *Social Indicators Research*. 1992. Vol. 26. P. 221–241.

94. *Wagner G.G., Burkhauser R.V., Behringer F.* The English Language Public Use File of the German Socio-Economic Panel // *Journal of Human Resources*. 1993. Vol. 28. P. 429–433.

Ferrer-i-Carbonell Ada

Institut d'Anàlisi Econòmica CSIC, Barcelona
Barcelona Graduate School of Economics faculty

Frijters Paul

University of Queensland,
Research School of Social Sciences, Australian National University

Translated by:

Leonova Lyudmila

National Research University Higher School of Economics (NRU HSE),
Nizhny Novgorod, leonova@hse.ru

Aladyshkina Anna

National Research University Higher School of Economics (NRU HSE),
Nizhny Novgorod, aaladyshkina@hse.ru

Vodopianova Anna

National Research University Higher School of Economics (NRU HSE),
Nizhny Novgorod, vodopianovaana@ya.ru

How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness?

Psychologists and sociologists usually interpret happiness scores as cardinal and comparable across respondents, and thus run OLS regressions on happiness and changes in happiness. Economists usually assume only ordinality and have mainly used ordered latent response models, thereby not taking satisfactory account of fixed individual traits. We address this problem by developing a conditional estimator for the fixed-effect ordered logit model. We find that assuming ordinality or cardinality of happiness scores makes little difference, whilst allowing for fixed-effects does change results substantially. We call for more research into the determinants of the personality traits making up these fixed-effects.

Keywords: happiness, cardinal scores, ordinal scores, fixed-effect ordered logit model

References

1. Easterlin R. “Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence”, in David P., Reder R. (eds.) *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramovitz*. New York: Academic Press, 1974.
2. Scitovsky T. Income and happiness, *Acta Oeconomica*, 1975, 15, pp. 45–53.
3. Kapteyn, A. and Van Praag, B.M.S. A new approach to the construction of equivalence scales, *European Economic Review*, 1976, 7, pp. 313–35.
4. Martin, J.K. and Lichter, D.T. Geographic mobility and satisfaction with life and work, *Social Science Quarterly*, 1983, 64, 524–35.
5. Morawetz, D. Income distribution and self-rated happiness: some empirical evidence, *Economic Journal*, 1977, 87, 511–22.
6. Ng, Y.K. Economic growth and social welfare: the need for a complete study of happiness, *Kyklos*, 1978, 31, 575–87.
7. Wansbeek, T. and Kapteyn, A. Tackling hard questions by means of soft methods: the use of individual welfare functions in socio-economic policy, *Kyklos*, 1983, 36, 249–69.
8. Sirgy, M.J., Morris, M. and Samli, A.C. The question of value in social marketing: use of a quality-of-life theory to achieve long-term life satisfaction, *American Journal of Economics and Sociology*, 1985, 44, 215–28.
9. Headey, B. and Krause, P. “A health and wealth model of change in life satisfaction: analyzing links between objective conditions and subjective satisfaction”, in: *Sonder-forschungs-bereich 3*, Munich: University of Mannheim, 1988.
10. Alesina, A., Di Tella, R. and MacCulloch, R. Inequality and happiness: are Europeans and Americans different? *NBER Working Paper Series* No. 8198, 2001.
11. Blanchflower, D.G. and Oswald, A.J. What makes an entrepreneur? *Journal of Labor Economics*, 1998, 16, 26–60.
12. Blanchflower, D.G. and Oswald, A.J. Well-being over time in Britain and the USA, *NBER Working Paper Series* No. 7487, 2000.
13. Clark, A.E. and Oswald, A.J. Unhappiness and unemployment, *Economic Journal*, 1994, 104, 648–59.
14. Frijters, P. Do individuals try to maximize general satisfaction? *Journal of Economic Psychology*, 2000, 21, 281–304.

15. Di Tella, R., MacCulloch, R.J. and Oswald, A.J. Preferences over inflation and unemployment: evidence from surveys of happiness, *American Economic Review*, 2001, 91, 335–41.
16. Frey, B.S. and Stutzer, A. Measuring preferences by subjective well-being, *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 1999, 155, 755–78.
17. Frey, B.S. and Stutzer, A. Happiness, economy and institutions, *Economic Journal*, 2000, 110, 918–38.
18. Hartog, J. and Oosterbeek, H. Health, wealth and happiness: why pursue a higher education? *Economics of Education Review*, 1998, 17, 245–56.
19. Kenny, C. Does growth cause happiness, or does happiness cause growth? *Kyklos*, 1999, 52, 3–25.
20. Kahneman D., Diener E. and Schwarz N. (eds.). *Foundations of Hedonic Psychology: Scientific Perspectives on Enjoyment and Suffering*. New York: Russel Sage Foundation, 1999.
21. Konow, J. and Earley, J. The hedonic paradox: is homo-economicus happier? *Mimeo*. Los Angeles, CA: Loyola Marymount University, 1999.
22. Oswald, A.J. Happiness and economic performance, *Economic Journal*, 1997, 107, 1815–31.
23. Winkelmann, L. and Winkelmann, R. Why are the unemployed so unhappy? Evidence from panel data, *Economica*, 1998, 65, 1–15.
24. Wottiez, I. and Theeuwes, J. “Well-being and labor market status”, in: Jenkins S. P., Kapteyn A. and Van Praag B.M.S. (eds.) *The Distribution of Welfare and Household Production: International Perspectives*. Cambridge: Cambridge University Press, 1998. P. 211–30.
25. Cutler, D. and Richardson, E. Measuring the health of the U. S. population, *Brookings Papers on Economic Activity Microeconomics*, 1997. P. 217–71.
26. Ferrer-i-Carbonell, A. and Van Praag, B.M.S. The subjective costs of health losses due to chronic diseases. An alternative model for monetary appraisal, *Health Economics*, 2002, 11, 709–22.
27. Hamermesh, D.S. The changing distribution of job satisfaction, *Journal of Human Resources*, 2001, 36, 1–30.
28. Kerkhofs, M. and Lindeboom, M. Subjective health measures and state dependent reporting errors, *Health Economics*, 1995, 4, 221–35.

29. Pradhan, M. and Ravallion, M. Measuring poverty using qualitative perceptions of consumption adequacy, *Review of Economics and Statistics*, 2000, 82, 462–71.
30. Rain, J.S., Lane, I.M. and Steiner, D.D. A current look at the job satisfaction / life satisfaction relationship: review and future consideration, *Human Relations*, 1991, 32, 605–23.
31. Van Praag, B.M.S. and Frijters, P. “The measurement of welfare and well-being; the Leyden approach”, in: Kahneman D., Diener E. and Schwarz N. (eds.). *Foundations of Hedonic Psychology: Scientific Perspectives on Enjoyment and Suffering*. New York: Russel Sage Foundation, 1999. Ch. 21.
32. Varady, D.P. and Carozza, A.C. Towards a better way to measure customer satisfaction levels in public housing: a report from Cincinnati, *Housing Studies*, 2000, 15, 797–825.
33. Veenhoven, R. *World Database of Happiness: Correlates of Happiness*. Rotterdam: Erasmus University, 1994.
34. Veenhoven, R. Quality-of-life in individualistic society: a comparison of 43 nations in the early 1990’s, *Social Indicators Research*, 1997, 48, 157–86.
35. Ng, Y.K. A case for happiness, cardinalism, and interpersonal comparability, *Economic Journal*, 1997, 107, 1848–58.
36. Chamberlain, G. Analysis of covariance with qualitative data, *Review of Economic Studies*, 1980, 47, 225–38.
37. Cantril, H. *The Pattern of Human Concerns*. New Brunwick: Rutgers University Press, 1965.
38. Likert, R. A technique for the measurement of attitudes, *Archives of Psychology*, 1932, 140, p. 55.
39. Bradburn, N.M. *The Structure of Psychological Well-being*. Chicago: Aldine, 1969.
40. Shizgal, P. “On the neutral computation of utility: implications from studies of brain simulation reward”, in: Kahneman D., Diener E. and Schwarz N. (eds.). *Foundations of Hedonic Psychology: Scientific Perspectives on Enjoyment and Suffering*. New York: Russel Sage Foundation, 1999. Ch. 26.
41. Fernandez-Dols, J.-M. and Ruiz-Belda, M.A. Are smiles a sign of happiness. Gold medal winners at the Olympic games, *Journal of Personality and Social Psychology*, 1995, 69, 1113–9.

42. Sandvik, E., Diener, E. and Seidlitz, L. Subjective well-being: the convergence and stability of self and non self report measures, *Journal of Personality*, 1993, 61, 317–42.
43. Kahneman, D., Fredrickson, B.L., Schreiber, C.A. and Redelmeier, D.A. When more pain is preferred to less: adding a better end, *Psychological Science*, 1993, 4, 401–5.
44. Clark, A.E., Georgellis, Y. and Sanfey, P. Job satisfaction, wage changes and quits: evidence from Germany, *Research in Labor Economics*, 1998, 17, 95–121.
45. Shiv, B. and Huber, J. The impact of anticipating satisfaction on consumer choice, *Journal of Consumer Research*, 2000, 27, 202–16.
46. Diener, E. and Lucas, R.E. “Personality and subjective well-being”, in: Kahneman D., Diener E. and Schwarz N. (eds.). *Foundations of Hedonic Psychology: Scientific Perspectives on Enjoyment and Suffering*. New York: Russel Sage Foundation, 1999. Ch. 11.
47. Van Praag, B.M.S. Ordinal and cardinal utility: an integration of the two dimensions of the welfare concept, *Journal of Econometrics*, 1991, 50, 69–89.
48. Ng, Y.K. Happiness surveys: some comparability issues and an exploratory survey based on just perceived increments, *Social Indicators Research*, 1996, 38, 1–27.
49. Schwarz, N. What respondents learn from questionnaires: the survey interview and the logic of conversation, *International Statistical Review*, 1995, 63, 153–77.
50. Parducci, A. *Happiness, Pleasure and Judgment, the Contextual Theory and its Applications*. Mahwah, New York: Erlbaum Associates, 1995.
51. Argyle, M. “Causes and correlates of happiness”, in: Kahneman D., Diener E. and Schwarz N. (eds.). *Foundations of Hedonic Psychology: Scientific Perspectives on Enjoyment and Suffering*. New York: Russel Sage Foundation, 1999. Ch. 18.
52. Diener, E. Subjective well-being, *Psychological Bulletin*, 1984, 95, 542–75.
53. Lykken, D. and Tellegen, A. Happiness is a stochastic phenomenon, *Psychological Science*, 1996, 7, 186–9.
54. Diener, E., Suh, E., Lucas, R. and Smith, H. Subjective well-being: three decades of progress, *Psychological Bulletin*, 1999, 125, 276–302.

55. Gardner, J. and Oswald, A.J. Does money buy happiness? A longitudinal study using data on windfalls, *mimeo*, Warwick University, 2001.
56. Easterlin, R. Will raising the incomes of all increase the happiness of all? *Journal of Economic Behavior and Organization*, 1995, 27, 35–47.
57. Micklewright, J. and Stewart, K. Is the well-being of children converging in the European Union? *Economic Journal*, 1999, 109, 692–714.
58. Diener, E. and Suh, E. “National differences in well-being”, in: Kahneman D., Diener E. and Schwarz N. (eds.). *Foundations of Hedonic Psychology: Scientific Perspectives on Enjoyment and Suffering*. New York: Russel Sage Foundation, 1999. Ch. 22.
59. Gerlach, K. and Stephan, G. A paper on unhappiness and unemployment in Germany, *Economics Letters*, 1996, 52, 325–30.
60. Korpi, T. Is utility related to employment status? Employment, unemployment, labor market policies and subjective well-being among Swedish youth, *Labour Economics*, 1997, 4, 125–47.
61. World Values Study Group. *World Values Survey 1981–1984 and 1990–1993*, Inter-University Consortium for Political and Social Research. Ann Arbor: Institute for Social Research, University of Michigan, 1994.
62. Ryff, C.D. Psychological well-being in adult life, *Current Directions in Psychological Science*, 1995, 4, 99–104.
63. Cambell, A., Converse, P.E. and Rodgers, W.L. *The Quality of American Life*. New York: Sage, 1976.
64. Diener, E., Diener, M. and Diener, C. Factors predicting the subjective well-being of nations, *Journal of Personality and Social Psychology*, 1995, 69, 851–64.
65. Inglehart, R. *Culture Shift*. Chicago: Chicago Press, 1990.
66. Diener, E., Sandvik, E., Seidlitz, L. and Diener, M. The relationship between income and subjective well-being: relative or absolute? *Social Indicators Research*, 1993, 28, 195–223.
67. Glenn, N.D. and Weaver, C.N. A multivariate, multisurvey study of marital happiness, *Journal of Marriage and the Family*, 1979, 40, 269–82.
68. Clark, A.E. and Oswald, A.J. Satisfaction and comparison income, *Journal of Public Economics*, 1996, 61, 359–81.
69. Plug, E.J.S. *Leyden welfare and beyond*, PhD thesis, Amsterdam: Thesis Publishers, 1997.

70. Ferrer-i-Carbonell, A. *Income and well-being: an empirical analysis of the comparison income effect*, Tinbergen Institute Discussion Papers No. 02–019/3, 2002.
71. McBride, M. Relative-income effects on subjective well-being in the cross-section, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 2001, 45, 251–78.
72. Van Praag, B.M.S., Frijters, P. and Ferrer-i-Carbonell, A. The anatomy of subjective well-being, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 2003, 51, 29–49.
73. Blanchflower, D.G. and Oswald, A.J. “The rising of well-being of the young”, in: Blanchflower D.G. and Freeman R.B. (eds.) *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*. Chicago: National Bureau of Economic Research and University of Chicago Press, 2000. Ch. 7.
74. Theodossiou, I. The effects of low-pay and unemployment on psychological well-being: A logistic regression approach, *Journal of Health Economics*, 1998, 17, 85–104.
75. Clark, A.E. Job satisfaction and gender: why are women so happy at work? *Labour Economics*, 1997, 4, 341–72.
76. Levy-Garboua, L. and Montmarquette, L.C. Reported job-satisfaction: what does it mean? *Cahier de Recherche 1*, University of Paris, 1997.
77. Sousa-Poza, A. and Sousa-Poza, A.A. Taking another look at the gender/job satisfaction paradox, *Kyklos*, 2000, 53, 135–52.
78. Maddala, G.S. *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.
79. Mundlak, Y. On the pooling of time series and cross section data, *Econometrica*, 1978, 46, 69–85.
80. Dunn, L.F. Category versus continuous survey responses in economic modelling: Monte Carlo and empirical evidence, *Review of Economics and Statistics*, 1993, 75, 188–93.
81. Das, M. and van Soest, A. *A panel data model for subjective information on household income growth*. Tilburg University, Department of Econometrics and CentER, 1996.
82. Das, M. and van Soest, A. A panel data model for subjective information on household income growth, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 1999, 40, 409–26.
83. World Database of Happiness, directed by Ruut Veenhoven, Rotterdam: Erasmus University. URL: <http://www.eur.nl/fsw/research/happiness/>

84. Bradlow, E.T. and Zaslavsky, A.M. A hierarchical latent variable model for ordinal data from a customer satisfaction survey with ‘no answer’ responses, *Journal of the American Statistical Association*, 1999, 94, 43–52.
85. Terza, J.V. Estimating linear models with ordinal qualitative regressors, *Journal of Econometrics*, 1987, 34, 275–91.
86. Terza, J.V. Ordinal probit: a generalization, *Communications in Statistics - Theory and Methods*, 1985, 14, 1–11.
87. Ravallion, M. and Lokshin, M. Identifying welfare effects from subjective questions, *Economica*, 2001, 68, 335–57.
88. Ravallion, M. and Lokshin, M. Self-rated economic welfare in Russia, *European Economic Review*, 2002, 46, 1453–73.
89. Jevons, W.S. *The Theory of Political Economy*. London, New York: Macmillan, 1871.
90. Brickman, P. and Campbell, D.T. “Hedonic relativism and planning the good society”, in: Apley M.H. (ed.) *Adaptation-level Theory: a Symposium*. New York: Academic Press, 1971.
91. Hayashi, F. *Econometrics*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2000.
92. Hunt, J. *Determinants of non-employment and unemployment durations in East Germany*, NBER Working Paper Series No. 7128, 1999.
93. Landua, D. An attempt to classify satisfaction changes: methodological and content aspects of a longitudinal problem, *Social Indicators Research*, 1992, 26, 221–41.
94. Wagner, G.G., Burkhauser, R.V. and Behringer, F. The English language public use file of the German Socio-Economic Panel, *Journal of Human Resources*, 1993, 28, 429–33.