



Munich Personal RePEc Archive

The Effect of Recreational Goods Price on Fertility

Yukawa, Shiho

Osaka University

8 January 2012

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/35808/>
MPRA Paper No. 35808, posted 14 Jun 2012 16:42 UTC

教養娯楽価格が出産に与える影響*

湯川志保†

要旨

本稿は、出産に影響を与える要因として、趣味娯楽を享受するための費用である教養娯楽価格に新たに注目した。教養娯楽価格が、出産・育児に対する相対価格を通じて出産にどのような影響を与えるかについて、(公)家計経済研究所が実施している「消費生活に関するパネル調査」の個票データと総務省統計局が発行する「消費者物価指数年報」、「全国物価統計調査報告」を用いて分析を行った。具体的には、総務省統計局が発行する「消費者物価指数年報」の消費者物価指数と「全国物価統計調査報告」の全国物価地域差指数を用いて教養娯楽相対価格指数を測定し、その変化が出産に与える影響を出産と就業が相互に影響することを考慮した二変量プロビットモデルと個人固有の要因を考慮した変量効果プロビットモデルを用いて分析を行った。分析の結果、両方の分析ともに教養娯楽相対価格指数の低下は出産を抑制させることが示された。つまり、教養娯楽相対価格が低下すると、子どもを産むことではなく趣味娯楽を選択する。教養娯楽価格が低下することで、それに対する子どもを育てるための相対価格が上昇し、出産を抑制したと考えられる。本稿の結果から、教養娯楽価格の低下による出産の抑制を回避するためには、子育てにかかる財の価格を低下させ、相対価格を変化させないような政策が重要であることが示唆される。

JEL Classification : J13 J16 J22

キーワード： 教養娯楽相対価格、出産、余暇の需要

* 本稿は、公益財団法人家計経済研究所が実施した「消費生活に関するパネル調査」の個票データを用いて分析を行った。データの使用を許可していただいた公益財団法人家計経済研究所に心から感謝する。本稿の作成過程において、松繁寿和教授(大阪大学)、チャールズ・ユウジ・ホリオカ教授(大阪大学)、野村茂治教授(大阪大学)、大槻恒裕准教授(大阪大学)、佐々木勝准教授(大阪大学)に有用なコメントをいただいた。2009年度日本経済学会春季大会において討論者である川口章教授(同志社大学)、日本労務学会第39回全国大会において討論者である井上詔三教授(茨城キリスト教大学)、脇坂明教授(学習院大学)に有益なコメントをいただいた。また、一橋大学世代間問題研究会や2009年度日本経済学会春季大会、日本労務学会第39回全国大会の参加者の皆様から大変貴重なコメントをいただいた。さらに、本稿を審査する匿名の査読者の方々からも有益なコメントをいただいた。心より御礼を申し上げる。本稿に関する一切の誤りは筆者が責任を負うものである。本研究は日本学術振興会特別研究員奨励費の研究成果である。

† 慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター研究員 E-mail: s-yukawa@z5.keio.jp

The Effect of Recreational Goods Price on Fertility

Shiho Yukawa

Abstract

In recent years, changes in women's lifestyles, and a decline in recreation goods price due to technological progress have been observed in Japan. In this paper, we use Japanese household micro data and examine the effect of recreation goods price on child birth in Japan. We find that the decrease in the price of recreation goods contributes to the decline in child birth. Traditionally, research studies focused mainly on relationships between child birth and women's wage, women's labor supply and educational spending, but we show here that leisure is also an important factor affecting child birth, along with these factors.

1. はじめに

近年、少子化の進行が日本や先進諸国で問題となっており、その要因を明らかにするための研究が多く行われてきた。これまでは、女性の社会進出や子育て環境を中心に議論されてきたが、女性や家庭内の時間配分を通じた影響も重要であると考えられる。そこで本稿では、家庭内の時間配分の中でも余暇に注目し、それを享受するための費用である教養娯楽価格が出産にどのような影響を与えるかについて分析を行う。

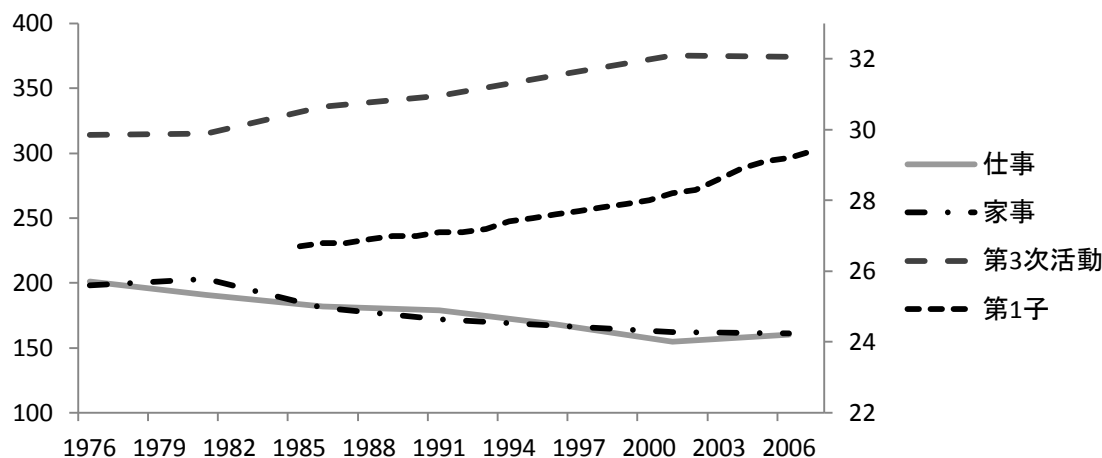
教養娯楽価格に注目した理由としては、以下が挙げられる。第1に、近年では子どもを産むよりも、趣味娯楽を楽しみたいという考え方が特に若い世代で一定数存在する点が挙げられる。例えば、国立社会保障・人口問題研究所が行った「出生動向基本調査」にて、予定子ども数が理想子ども数を下回る理由を質問している。調査結果によると、「子育てや教育にお金がかかりすぎるから」を理由として挙げている割合が最も多い。しかし、「自分や夫婦の生活を大切にしたいから」という回答も存在し、特に25歳以上34歳未満では2割近い人がこのように回答している。子どもを産むかどうかということに関して、趣味娯楽を重視するために子どもを産まないという回答が無視できない程度に存在することがわかる。

第2に、出産年齢の遅れと同時に趣味娯楽時間の増加が観察される点が挙げられる。図1は第1子の年次別母の平均年齢の推移と女性の仕事と家事、第3次活動時間の推移を表したものである。この図から、第1子の平均出産年齢が年々上昇傾向にあることや、仕事や家事時間の減少に対して第3次活動時間の増加が観察される。加えて、Kuroda(2010)では、正規労働者である女性の家事時間は減少し、余暇時間が増加したことを示している。このことから、女性が出産を遅らせると同時に、一生の時間の中で育児以外に時間を多く割いている可能性が考えられる。

第3に、趣味娯楽が出産や就業に与える効果についての研究が極めて少ない点が挙げられる。趣味娯楽を享受するための費用である教養娯楽価格と労働時間に関する研究については、Owen(1971)とGonzalez-Chapela(2004, 2007)、Vandenbroucke(2009)が存在する。これらの研究では、教養娯楽価格が労働供給に影響を与えることを示している。また、Kopecky(2011)は高齢者の退職に与える影響について分析を行い、教養娯楽価格が高齢者の退職に影響を与えることを確認している。しかし、教養娯楽価格の変化が出産に与える影響の実証分析や、教養娯楽価格が日本人女性の就業や労働時間に与える影響の分析は行われていない。また、就業以外の時間は、家事・育児と趣味娯楽時間に配分されるという側面があり、出産は教養娯楽価格の変化によっても影響を受けると考えられるが、この点を考慮した分析は行われていない。

第1と第2の理由から、これまでの研究では注目されていなかった、趣味娯楽を享受するための費用である教養娯楽価格の低下が、出産を抑制しているという仮説が立てられる。教養娯楽価格が低下すると、それに対する子どもを育てるための相対価格が上昇することで、出産を抑制すると予測される。また、第3の理由として挙げたように

図1 第1子の年次別母の平均年齢と女性の仕事と家事、第3次活動時間の推移



出所：厚生労働省「人口動態統計年報」、総務省総務省「社会生活基本調査報告」より作成。

注 1)第 2 子と第 3 子についても第 1 子と同様の傾向が観察された。

注 2)第 3 次活動時間とは、趣味娯楽やくつろぎ・休養などの時間を示す。

先行研究ではまだ扱われていない視点である。そこで、本稿では、個人の属性に関する情報が豊富な日本のマイクロデータを使用して、この仮説を検証する。

本稿の分析結果を事前に述べると、教養娯楽価格が低下すると、出産を抑制させるという結果を得た。これは、上述の仮説が確認されたことを意味する。しかし、すでに子どもがいる家計では、教養娯楽価格の低下が出産を促進されるという逆の影響が確認された。また、同時に分析を行った就業に対する効果については、教養娯楽価格の低下は妻の就業を促進させているという結果を得た。これは、就業と労働時間という違いがあるものの、Gonzalez-Chapela(2004)と同様の結果である。また、すでに子どもがいる家計では、教養娯楽価格の低下が就業を抑制させることが明らかになった。

本稿の構成は以下のとおりである。2 節では、先行研究のサーベイを行い、これらの先行研究と本稿の分析の相違点を述べるとともに、教養娯楽価格が出産に影響するメカニズムについて理論モデルを用いて説明を行う。3 節ではデータの特性と推定方法について述べる。4 節では推定結果について論じる。5 節では結果をまとめ、今後の残された課題について述べる。

2. 先行研究と教養娯楽価格が出産に影響を与えるメカニズム

2.1. 先行研究

これまでの研究では、出産に影響を与える要因として、育児の機会費用(Butz and Ward(1979)、 Di Tommaso(1999)、 Kalwij(2000)、 Bratti(2003))¹ や育児支援(Del

¹ Butz and Ward(1979)は女性の賃金が出産率に与える影響に注目し、女性の賃金の上昇が、出生率を低下させることを示唆している。また、Di Tommaso(1999)では、1987年、1989年と1991年のBank of Italy Surveys on Household Income and Consumptionを用いて、女性の賃金の上昇は出産に負の影響を与えることを示している。Kalwij(2000)は Socio Economic Panel of the

Boca(2002)、駿河・張(2003)、滋野・松浦(2003)²、子育て費用(森田(2004))³などが指摘されてきた。育児の機会費用や子育て費用の増加は出産を抑制させ、育児支援は出産を促進させることが確認されている。本稿は、これまでの研究では注目されてこなかった教養娯楽価格と出産の関係について分析を行う。図1で示されているように近年の余暇時間(第3次活動時間)の増加と家事時間の低下が観察されることや前述したアンケート調査の結果から、余暇への需要拡大が出産に影響する可能性も十分にあると考えられるが、この点に注目した研究は極めて少ない。

教養娯楽価格と出産に焦点を当てた数少ない研究の一つとして、Galindev(2011)がある。Galindev(2011)は、技術革新による教養娯楽価格の低下が、それに対する子どもを持つことの相対的な費用を上昇させ、出生率が低下したことを理論モデルで説明している。しかし、実証的に教養娯楽価格と出産の関係を分析した研究は著者が知る限り存在せず、本稿でその確認を試みる。また、教養娯楽価格が出産に与える影響を分析した研究は非常に少ない一方で、出産以外の家計の行動に対する影響については、いくつかの研究が存在する。教養娯楽価格と労働時間の関係に注目した研究としてOwen(1971)とGonzalez-Chapela(2004,2007)、Vandenbroucke(2009)が存在する。Owen(1971)は、1901-1961年までのアメリカ人男性の労働時間の減少の25%を教養娯楽価格の低下で説明できることを確認している。Gonzalez-Chapela(2004,2007)では、教養娯楽価格が男性(Gonzalez-Chapela 2007)と女性(Gonzalez-Chapela 2004)それぞれの労働時間に与える影響に注目して分析を行い、教養娯楽価格の低下は男性の労働時間を減少させるが、女性の労働時間は増加させることを明らかにした。また、Vandenbroucke(2009)は、20世紀前半のアメリカの労働時間の低下が技術革新による教養娯楽価格の低下と賃金の上昇によって引き起こされたことを理論モデルで示した。さらに、シミュレーション分析によって、教養娯楽価格の低下は、労働時間の減少の7%を説明できることを示している。Kopecky(2011)では、高齢者の退職行動への影響に注目し、教養娯楽価格の低下によって退職が増加したことを確認している。これら

Netherlandの1986年-1994年のデータを用いて、就業している人の方が無職の人より第1子出産を遅らせることを示した。Bratti(2003)では1993年のSurvey of Household Income and Wealthのデータを用いて分析した結果、教育水準が高い人ほど出産を遅らせるという結果を得ている。

² Del Boca(2002)は、1991年-1995年のSurvey of Household Income and Wealthの個票データを用いて、保育サービス施設の利用可能率の上昇が出生率に正の影響を与えることを示した。滋野・松浦(2003)は、(公)家計経済研究所が実施している「消費生活に関するパネル調査」1993年-1997年の個票データを用いて、育児支援策や育児休業制度が有職女性の第1子出生行動に与える影響について分析を行った。育児休業制度が有効に機能していれば、第1子出生確率を17.5-21.3%ポイント高めることを示した。駿河・張(2003)は、同じデータを用いて育児休業制度が出生行動と妻の就業継続に与える影響を分析している。勤め先に育児休業制度が制定されていれば、女性の出産と就業継続を促進させることを示している。

³ 森田(2004)は、1998年と2002年の「女性の就労と子育てに関する調査」の個票データを用いて、子育て全般にかかる費用である養育費と習い事などの選択的な費用が、家計の出生行動に与える影響について分析している。結果として、養育費や通塾費などの子育て費用を多くかけている世帯ほど、予定子ども数が少なくなっていることが確認された。

の研究は、教養娯楽価格の低下は家計内の様々な行動の選択に影響を与えることを示唆しており、本稿で注目している出産にも影響を与えることが予想される。

次に、出産に関して分析を行っている研究の中で、分析手法について参考にした先行研究をあげる。本稿で用いるのは出産と就業の同時決定性を考慮した二変量プロビットモデルと観察されない固有の要因をコントロールできるパネル分析である。まず、二変量プロビットを用いて分析を行った先行研究として、樋口他(2007)と吉田・水落(2005)が存在する。樋口他(2007)は、(公)「消費生活に関するパネル調査」の1993-2005年のデータを用いて、地域的な要因が出産と就業継続に及ぼす影響について各出産段階にサンプルを分割して分析を行っている。どの出産段階においても出産と就業の同時決定性が確認されるとともに、出産と就業がトレードオフの関係にあることも示されている。吉田・水落(2005)は、文部科学省特定領域研究「世代間利害調整」の一環として2002年に実施された「少子・高齢化社会における家族と暮らしに関する調査」の個票データを用い、育児資源の利用可能性が出産と女性の就業に与える影響について各出産段階にわけて分析を行っている。吉田・水落(2005)は子どもがいない家庭においてのみ出産と就業の同時決定性を確認し、これらが負の相関を持つことを示している。これらの研究は、日本において出産と就業は同時に決定される可能性があることを示唆しており、本稿においても、出産と就業の同時決定性を考慮するために二変量プロビットモデルを用いて分析を行う。

観察されない個人固有の要因をコントロールすることが可能なパネルデータ分析を行っている先行研究として、Kögel(2004)や田中・河野(2009)が存在する。Kögel(2004)は、OECDに加盟している21カ国のデータを用いて女性の労働参加が出生率に与える影響について、観察されない各国特有の要因をコントロールした上で分析を行っている。田中・河野(2009)では、出産一時金の付加給付が粗出生率に与える影響を分析する際、組合ごとに付加給付額が異なることや同じ組合でも年度によって付加給付額が異なることを考慮し、組合固有の要因をコントロールするためにパネル分析を行っている。このように、出産は観察されない固有の要因と密接に関係している可能性があり、本研究においてもこの点を考慮したパネル分析を行う。

2.2. 教養娯楽価格が出産に影響を与えるメカニズム

本稿で注目する教養娯楽価格と出産の関係について、理論モデルを用いて考察を行う。ここでは、以下のような簡単な家計の効用最大化問題を考える。

$$\max_{c,n,l,x} U = U(c,n,l,x) = u(c) + v(n) + \omega(l,x)$$

$$\text{s.t. } p_n n + p_c c + p_x x = w(1-l)$$

ここで、 c は一般消費財の数量、 n は子どもの数、 l は余暇時間(総利用可能時間を1に基準化)、 x は娯楽財の数量を表し、 p は各財の価格である。この4つから効用を得るが、ここでは一般消費財と子どもの数については分離可能とする一方で、余暇時間と娯楽

財は分離不可能であり、ただし代替関係なのか補完関係なのかはわからないとする。支出に関して制約を受けており、収入は賃金率 w と労働時間 $1-l$ により決まる⁴。なお、4つの財は全て上級財と仮定する。

このモデルに基づいて、娯楽財価格 p_x が低下した場合に何が起こりうるかを考える。 p_x の低下により、他の財の相対的な価格は上昇し、一般消費財 c 、子どもの数 n 、余暇時間 l は負の影響を受ける(代替効果)。一方、価格の低下により実質的な所得は上昇するため、全ての財の消費量は増加する(所得効果)。以上をまとめたものが、表1の上部である。価格が低下した娯楽財 x の消費量は必ず増加し、他の財については影響を受けるものの代替効果と所得効果の大小関係に依存する。

さらに、このモデルでは余暇時間と娯楽財の間に分離不可能な関係を想定している。娯楽財価格の低下により娯楽財消費量が増加するが、補完関係にあるならば、余暇時間の増加と労働時間の低下が起こり、所得が低下する。この所得の低下は、一般消費財と子どもの数の減少をもたらす。一方、代替関係にあるならば、余暇時間の減少と労働時間の上昇が起こり、所得の増加により他財の消費量が増加する。この関係をまとめたものが、表1の下部である。

表1 理論モデルに基づく教養娯楽価格低下の各変数への影響

p_x 低下	一般消費財	子ども数	余暇時間	娯楽財
代替効果	-	-	+	-
所得効果	+	+	+	+
l と x の関係				
補完関係	-	-		+
代替関係	+	+		-

このように、娯楽財価格の低下による影響は、子どもの数をはじめとする他の財に対して影響するものの、その方向は確定的ではない。出産に対して、所得効果よりも相対価格の上昇による代替効果の方が大きければ、価格低下による直接の影響は負の効果を持つ。さらに、余暇時間と娯楽財の関係も影響する。Becker(1965)では余暇時間と娯楽財は補完関係であるとして議論を進めているが、本稿ではこの関係の実証的な確認を行い、理論的な背景を裏付けながら、最終的な出産への影響を分析する。具体的には、余暇時間と娯楽財の関係について、余暇時間に対する教養娯楽価格の影響を見て確認する。

⁴ 簡単化のため、ここでは家計内の時間は余暇時間と労働時間に振り分けられ、家事・育児の時間はないとする。また、賃金率 w は余暇をとることの機会費用であり、余暇時間の価格と解釈することができる。

また、本稿では教養娯楽価格の低下は技術革新によるものと考え議論を進めているが、価格の低下は教養娯楽に対する需要の低下によっても起こりうるものであり、この点についても確認を行う必要がある。そこで、娯楽財消費量へ教養娯楽価格がどのような影響を与えたのかも併せて分析を行う。教養娯楽価格が負の影響を与え、娯楽財消費量の増加をもたらしている場合、供給曲線の右方シフトが起こっていると考えられ、価格の低下は技術革新によるものと考えられる⁵。

3. データと推定方法

3.1. データ

本稿で使用するデータは(公)家計経済研究所が実施している「消費生活に関するパネル調査」の1993年から2004年までの12年間の個票データと総務省統計局が発行する「消費者物価指数年報」と「全国物価統計調査報告」である⁶。「消費生活に関するパネル調査」は、1993年に23歳から34歳の全国規模から抽出した1500人の女性を対象に開始され、1997年には24歳から27歳の女性500人、2003年からは24歳から29歳の女性836人を新たに加え、同一個人を追跡した調査である。設問は、対象者自身のことから配偶者、子ども、就業、生活行動など多岐にわたるので、女性の出産に影響を与えるであろう、女性や家族の属性をコントロールした上で女性の出産について分析を行える。また、女性の居住する地域規模についての設問が存在するので、女性の居住する地域の教養娯楽価格を作成することが可能である。本稿では、教養娯楽価格の変化が女性の出産に与える影響を分析するため、既婚女性(以下、妻と表記)にサンプルを限定する。

本稿が最も注目する変数である教養娯楽価格は、「消費者物価指数年報」の消費者物価指数と「全国物価統計調査報告」の全国物価地域差指数を用いて、以下のように相対価格指数として作成した。

教養娯楽相対価格指数

$$= \frac{\text{消費者物価指数(教養娯楽)}}{\text{消費者物価指数(総合)}} \times \frac{\text{全国物価地域差指数(教養娯楽)}}{\text{全国物価地域差指数(総合)}}$$

作成に用いるデータは、全て居住都市規模別のものである⁷。また、ここで対象とする

⁵ 教養娯楽価格低下の原因についての考察は、4.1節で行う。

⁶ 本稿では、コーホートA(1993年から調査に参加している1500人)とコーホートB(1997年から調査に参加している500人)の両方を用いる。

⁷ 各個人が居住している都市規模(大都市、その他の市、町村)に消費者物価指数や地域差指数の都市規模(大都市、中都市、町村)をあてはめた。消費者物価指数は平成17年を基準(平成17年=100)としたものを用いた。また、全国物価地域差指数は5年おきに公表されており、平成17年の全国物価地域差指数がないので、平成17年に一番近い年である平成19年の地域差指数(全国平均=100)を全ての年に用いている。

教養娯楽の品目は、表 2 に示したとおりである。消費者物価指数は平成 17 年を基準 (=100)としているので、時系列的な物価の変化を捉えることはできるが、地域間での差をみることはできない。よって、全国平均を基準としている全国物価地域差指数を乗じることで地域間での物価の差を考慮する。また、教養娯楽以外の財やサービスも同時に変化している可能性を考慮するため、総合の指数に対する相対価格としている。上記のように作成した教養娯楽相対価格指数(平成 17 年・全国平均=1)を各個人の居住規模を用いてマイクロデータと接続させる⁸。教養娯楽相対価格指数の推移は図 2 に示しており、どの地域でも年々、教養娯楽相対価格指数の低下が観察される。また都市規模が小さい方が、大きいところに比べて価格が高い傾向にあることがわかる。

表 2 教養娯楽の品目

分類	品目例
教養娯楽耐久財	テレビ、パソコン、カメラ、学習机
教養娯楽用品	テレビゲーム、DVD ソフト、スポーツ用品
書籍・他の印刷物	趣味教養誌、生活情報誌、週刊誌
教養娯楽サービス	テーマパーク入場料、映画観覧料、旅行パック料金

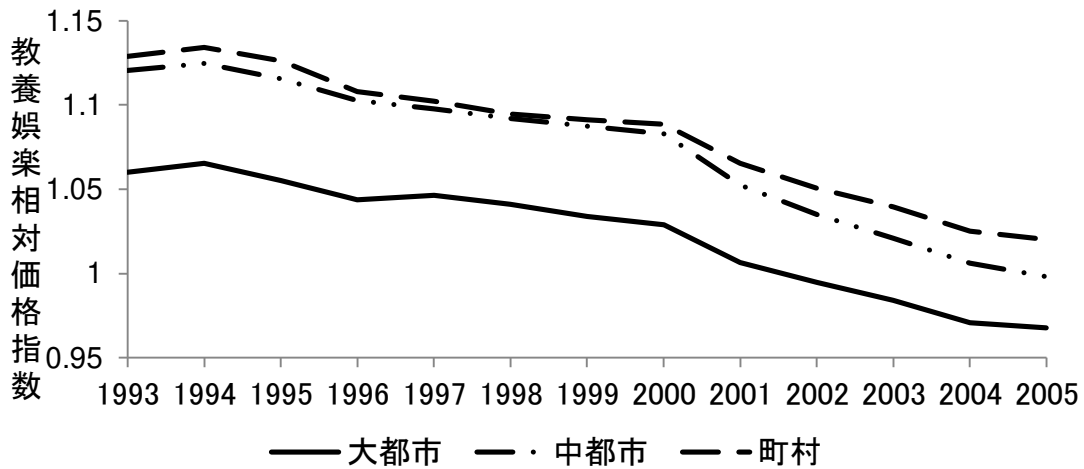
出所：総務省「消費者物価指数年報」より作成。

本稿では、2 節で述べたように、教養娯楽相対価格と出産の関係について分析を行う前に、教養娯楽相対価格と教養娯楽消費量、余暇時間の関係について実証的に確認を行う。被説明変数として、各家計の教養娯楽の消費量と妻の余暇時間を用いる。各家計の消費量として、調査月 1 ヶ月の家計の教養娯楽支出額を教養娯楽の消費者物価指数で割り実質化したものの対数値を用いる。余暇時間は、調査対象者である妻の平日と休日、1 週間の趣味・娯楽・交際時間の対数値を用いる。説明変数として、教養娯楽相対価格指数、妻の年齢と年齢の 2 乗項、子どもの数ダミー、夫の年収(対数値)、妻の学歴ダミー(中高卒(基準)、短大・高専卒、大卒以上)を用いる。

教養娯楽相対価格と出産の分析に使用する被説明変数は、この 1 年の出産の有無である。出産関数と就業関数の説明変数は、前述した教養娯楽消費量と余暇時間に用いる説明変数に加えて、親との居住状況(同居・準同居・近居を 1、それ以外を 0)、住宅ローンダミー(住宅ローン有りを 1、無しを 0)、持家に居住しているかダミー(持ち家、それ以外を 0)、一戸建てダミー(一戸建てを 1、それ以外を 0)を用いる。また、就業関数には、妻の母親の就業年数(働いたことがない、5 年未満、5 年以上 10 年未満、10

⁸ 都道府県別の価格データを利用するのが最も望ましいが、「消費生活に関するパネル調査」では各個人の居住規模の情報は利用可能だが、居住都道府県の情報は利用できない。これに合わせて、3 つの都市規模と年を用いて作成したものであるため、ラフな価格指数であることは留意する必要がある。

図2 教養娯楽相対価格指数の推移



出所：総務省「消費者物価指数年報」と「全国物価統計調査報告」より作成。
注)2005年・全国平均を基準(=1)とする。

表3 記述統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数				
教養娯楽消費量(対数値)	0.0909	0.130	0	2.155
1週間の余暇時間(対数値)	2.937	1.0916	0	4.727
平日1日の余暇時間(対数値)	1.0227	0.642	0	2.833
休日1日の余暇時間(対数値)	1.463	0.703	0	2.890
出産ダミー	0.0833	0.276	0	1
就業ダミー	0.526	0.499	0	1
説明変数				
教養娯楽相対価格指数	1.0741	0.0383	0.984	1.134
子ども1人ダミー×教養娯楽相対価格指数	0.243	0.450	0	1.134
子ども2人ダミー×教養娯楽相対価格指数	0.480	0.533	0	1.134
子ども3人以上ダミー×教養娯楽相対価格指数	0.221	0.434	0	1.134
妻の年齢	33.445	4.457	24	44
妻の年齢の2乗項	11.384	3.0243	5.760	19.360
子ども1人ダミー	0.234	0.423	0	1
子ども2人ダミー	0.445	0.497	0	1
子ども3人以上ダミー	0.199	0.399	0	1
夫の年収(対数値)	6.185	0.613	0	9.0120
中・高卒ダミー	0.515	0.500	0	1
短大・高専ダミー	0.379	0.485	0	1
大卒以上ダミー	0.106	0.308	0	1
同居・近居ダミー	0.535	0.499	0	1
持家ダミー	0.649	0.477	0	1
1戸建てダミー	0.615	0.487	0	1
住宅ローンダミー	0.379	0.485	0	1
妻の母親の就業年数	7.550	7.730	0	20

注)本稿中で行ったモデル・推定方法の中で、観測数が最も多いものの記述統計を示している。

表 4 変数の定義一覧

各変数の定義・作成方法	
被説明変数	
教養娯楽消費量	調査月1ヶ月の家計の教養娯楽支出額/消費者物価指数の対数値
1週間の余暇時間	平日の趣味・娯楽・交際時間×5+休日の趣味・娯楽・交際時間×2の対数値
平日の余暇時間	平日1日の趣味・娯楽・交際時間の対数値
休日の余暇時間	休日1日の趣味・娯楽・交際時間の対数値
出産	この1年間の出産の有無のダミー変数 1:はい 0:いいえ
就業	現在の就業の有無のダミー変数 1:はい 0:いいえ
説明変数	
教養娯楽相対価格指数	3節を参照
子ども数ダミー	子どもが1人、子ども2人、子ども3人以上それぞれについてのダミー変数 1:はい 0:いいえ (基準:子ども無し)
子ども数ダミー×教養娯楽価格	各子どもダミー(子ども1人、子ども2人、子ども3人以上)と教養娯楽価格指数の交差項
学歴ダミー	短大・高専卒、大卒以上の各ダミー変数 1:はい 0:いいえ (基準:中・高卒)
妻の年齢	妻の年齢
妻の年齢の2乗項	妻の年齢の2乗項/100
夫の年収(対数値)	夫の年収(勤め先収入と事業収入+財産収入+社会保障給付+その他の収入)の対数値
同居・近居ダミー	親と同一建物に居住もしくは同一敷地内に居住、同一町内または1km以内に親が居住している 1:はい 0:いいえ (基準:それ以外)
住宅ローンダミー	住宅ローンの借り入れの有無のダミー変数 1:はい 0:いいえ
持ち家ダミー	居住している住居が持家かどうかのダミー変数 1:はい 0:いいえ
一戸建てダミー	一戸建てに居住しているかどうかのダミー変数 1:はい 0:いいえ
妻の母親の就業年数	回答者である妻が20歳になるまでの母親の就業年数に関する質問(カテゴリー変数)より、①働きに出たことがない:0年、②5年未満:2.5年、③5年以上10年未満:7.5年、④10年以上15年未満:12.5年、⑤15年以上:20年、としている。

注 1)1994年の調査は余暇時間について詳細に質問している。そこで、自由時間に関する項目の和を余暇時間と定義した。具体的には、移動時間(通勤・通学除く)+学習・研究(学業以外)+スポーツ(観戦は除く)+趣味・娯楽+社会奉仕(ボランティア)+交際・つき合い+その他(テレビ・ラジオ・新聞・雑誌、休養・くつろぎなど)の和である。

注 2)専門・専修学校に関しては、入学要件を中卒としている場合は高卒として、それ以外の場合は、短大・高専卒とした。

注 3)夫の年収(対数値)は $\ln(\text{夫の年収}+1)$ に調整をしたものを使用する。

年以上 15 年以上)も説明変数として用いる。回答の期間の中間値を変数として使用した。つまり、働いたことがない場合は 0 とし、5 年未満は 2.5 年とし、15 年以上の場合は 20 年とした。

記述統計は表 3、各変数の定義については表 4 のとおりである。1 年間に出産した妻は 8%、就業している妻は 53%で、約半数の妻が就業している。妻の平均年齢は 33 歳で子どもが 2 人いる妻の割合が最も多い。親と同居もしくは近くに住んでいる妻は約 54%で持家に居住している妻や 1 戸建てに居住している妻は 60%以上である。

3.2. 教養娯楽相対価格と技術革新、余暇時間の関係の確認

教養娯楽相対価格と技術革新の関係や、余暇時間への影響の分析では、被説明変数である消費量と余暇時間を「ない」と回答している個人も考慮するため、トービットモデルを用いて推定を行う。

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad y^* = \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

y_i は余暇時間もしくは教養娯楽消費量の観測値、 y^* はそれらについての潜在変数、 \mathbf{X} は説明変数ベクトル、 $\boldsymbol{\beta}$ は各説明変数の係数ベクトル、 $\boldsymbol{\varepsilon}$ は誤差項を示す。

3.3. 教養娯楽相対価格が出産に与える影響

教養娯楽相対価格が低下すると出産を抑制するという仮説を実際に検証する上で、いくつかの留意点がある。1つは、出産と就業が相互に影響しあうという問題である。出産するために就業を抑制しているかもしれないし、就業したいために子どもを持たない逆の因果関係の可能性もある。この点については、吉田・水落(2005)や樋口他(2007)でも考慮されており、出産と就業との同時性の考慮には二変量プロビットモデルが適切である。もう1つは、個人固有の要因である。元来、趣味娯楽の志向が高いため出産をしない女性も存在する。そういった個人固有の要因を考慮する場合は、変量効果プロビットモデルが適切である。本分析では、この2つの方法を用いて推定を行う。

3.3.1. 二変量プロビットモデル

出産と就業の間にはトレードオフの関係が存在する可能性がある。出産および育児に時間が取られ、就業を抑制するかもしれない。また、逆に仕事を持っていれば、時間的な制約が強く、子どもを持とうとはしないかもしれない。二変量プロビットモデルにおいては、このトレードオフの関係は出産関数の誤差項と就業関数の誤差項間に反映され、この2つの関数が同時に推定される。 y_1 は、この1年間での出産の有無、 y_2 は、現在の就業の有無である。 y_{1i}^* と y_{2i}^* は個人*i*についてのそれぞれ潜在変数で、 \mathbf{X}_1 と \mathbf{X}_2 は説明変数ベクトル、 $\boldsymbol{\beta}_1$ と $\boldsymbol{\beta}_2$ は各説明変数の係数ベクトル、 $\boldsymbol{\varepsilon}_1$ と $\boldsymbol{\varepsilon}_2$ は誤差項を示す。推定式は以下のようなになる。

$$\begin{cases} y_{1i} = 1 & \text{if } y_{1i}^* > 0 \\ y_{1i} = 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \begin{cases} y_{2i} = 1 & \text{if } y_{2i}^* > 0 \\ y_{2i} = 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \begin{cases} y_1^* = \mathbf{X}_1'\boldsymbol{\beta}_1 + \boldsymbol{\varepsilon}_1 \\ y_2^* = \mathbf{X}_2'\boldsymbol{\beta}_2 + \boldsymbol{\varepsilon}_2 \end{cases}$$

$$y_1 = 1 : \text{妻が出産する} \quad y_2 = 1 : \text{妻が就業する}$$

$$y_1 = 0 : \text{妻が出産しない} \quad y_2 = 0 : \text{妻が就業しない}$$

本稿では、出産の意思決定は過去1年前と2年前に行っている2つのケースを考える。先行研究の多くは、1年前に出産の意思決定を行っていると考えているが、妊娠してから出産するまでには通常約1年弱の期間が必要であるので、子どもを持つ決定は1年以上前に行われている可能性もある。そこで、説明変数は1期前と2期前の両

方を取り、推定結果の頑健性の確認を行う。

3.3.2. 変量効果プロビットモデル

本稿で扱うデータはパネルデータであるが、これをプールドクロスセクションデータとして推定に用いる場合(プーリングプロビットモデル)、個人固有の要因を考慮することができない。パネルデータとしての特性を生かし、個人固有の要因が存在する可能性を考慮する場合は、以下のような変量効果プロビット分析を行う。

$$\begin{cases} y_i = 1 & \text{if } y_i^* > 0 \\ y_i = 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad y^* = \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

$$\varepsilon_{it} = u_{it} + a_i$$

$$\text{Var}[\boldsymbol{\varepsilon}|\mathbf{X}] = \sigma_u^2 + \sigma_a^2 = 1 + \sigma_a^2$$

$$\text{Corr}[\boldsymbol{\varepsilon}_t, \boldsymbol{\varepsilon}_s|\mathbf{X}] = \delta = \frac{\sigma_a^2}{1 + \sigma_a^2}$$

被説明変数 y_i はこの1年での出産の有無である。誤差項 ε_{it} は、 u_{it} と個人固有の時間一定の効果 a_i の2つに分解することができる。 u_{it} は確率変数で互いに独立で平均0、分散は1である。 a_i は確率変数で互いに独立で平均0、分散 σ_a^2 である。 ε_{it} の分散は $1 + \sigma_a^2$ となり、 $\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}$ の相関係数は δ で示される。 a_i の分散 σ_a^2 が0の場合、 $\delta = 0$ となり、変量効果プロビットモデルとプーリングプロビットモデルは等しくなり、プーリングプロビットモデルで十分であると言える。しかし、 σ_a^2 が0でない場合、 $\delta \neq 0$ となり、個人固有の時間一定の効果を検討した変量効果プロビットモデルで推定を行う必要がある。そこで、帰無仮説 $\delta = 0$ について尤度比検定を行い、どちらのモデルで分析結果の解釈を行うかを判断する⁹。出産の意思決定は二変量プロビットモデルと同様に過去1年前と2年前の両方の可能性を考え、説明変数は1期前と2期前の両方をとる。

4. 推定結果

4.1. 教養娯楽相対価格と技術革新、余暇時間の関係の確認

推定結果は、表5のとおりである。教養娯楽相対価格指数は、有意水準1%で統計的に有意で、教養娯楽相対価格指数の低下は教養娯楽消費量を有意に増加させる。このことから、教養娯楽相対価格の低下は教養娯楽に対する需要の低下によって起きているのではなく、技術革新によって今までよりも安い価格で教養娯楽財を生産できるという供給サイドの変化によって引き起こされていたと考えることができる。教養娯楽相対価格指数が余暇時間に与える影響は、平日1日の余暇時間についてのみ有意水準5%で統計的に有意で、負の影響を与えている。教養娯楽相対価格指数の低下は、余暇時間を増加させる。また、教養娯楽相対価格指数は1週間の余暇時間に負の影響を与

⁹ 詳しくは Greene(2011)を参照。

えているものの統計的に有意ではない。消費量の結果と併せて考えると、教養娯楽財と余暇時間は補完関係にあることが考えられ、Becker(1965)の理論と整合的な結果である。以上から、2節で議論した理論的背景の裏付けを確認することができた。4.2節と4.3節では、本稿が注目する教養娯楽相対価格が出産に与える影響の結果について述べる。

表5 教養娯楽消費量と余暇時間への影響の推定結果

	教養娯楽消費量	余暇時間		
		1週間	平日	休日
教養娯楽相対価格指数	-0.389*** (0.114)	-0.0300 (0.446)	-0.759** (0.302)	0.416 (0.299)
妻の年齢	0.0436*** (0.00905)	0.106*** (0.0355)	0.0727*** (0.0234)	0.0535** (0.0232)
妻の年齢の2乗項	-0.0564*** (0.0129)	-0.0952* (0.0518)	-0.0803** (0.0343)	-0.0392 (0.0340)
子ども1人ダミー	0.00137 (0.0106)	-0.833*** (0.0321)	-0.351*** (0.0261)	-0.631*** (0.0218)
子ども2人ダミー	0.0508*** (0.0103)	-0.934*** (0.0302)	-0.417*** (0.0247)	-0.703*** (0.0205)
子ども3人以上ダミー	0.0577*** (0.0111)	-1.155*** (0.0382)	-0.487*** (0.0286)	-0.873*** (0.0258)
夫の年収（対数値）	0.0493*** (0.00609)	0.129*** (0.0232)	0.113*** (0.0140)	0.0655*** (0.0146)
短大・高専	0.0461*** (0.00552)	-0.0767*** (0.0249)	-0.0301* (0.0163)	-0.0518*** (0.0163)
大卒以上	0.0762*** (0.00826)	-0.0310 (0.0337)	-0.0841*** (0.0247)	-0.0176 (0.0224)
定数項	14.257*** (4.655)	49.131*** (12.683)	-0.0249*** (0.00402)	-0.00979** (0.00407)
Pseudo-R2	0.303	0.0259	0.0187	0.0420
観測数	5,834	10,059	10,242	10,127

注1)有意水準：*10% **5% ***1%

注2)括弧内は標準誤差。

注3)全体的な時系列の傾向については、トレンド変数でコントロールしている。

4.2. 二変量プロビットモデル

表6は二変量プロビットモデルの推定結果を示している。モデルの正当性については、 $\rho = 0$ が棄却され、出産と就業の誤差項が相関していることが示された。また、 ρ の係数が負であることから出産と就業がトレードオフの関係であることが示された。まず、出産に与える要因についてみていきたい。本稿が最も注目する変数である教養娯楽相対価格指数は1期前、2期前ともに、有意水準5%で統計的に有意であり、教養娯楽相対価格指数が低くなると出産が抑制される。教養娯楽価格が低下することで、それに対する子どもを育てるための相対価格が上昇し、出産を抑制したと考えられる。子ども1人ダミーと教養娯楽相対価格指数の交差項は1期前が有意水準5%、2期前が有意水準10%で統計的に有意で出産に負に有意であった。2人ダミーと教養娯楽相対

価格指数の交差項は1期前のみ有意水準10%で統計的に負に有意である。既に子どもがいる家計では、教養娯楽相対価格指数の低下は出産を促進させる。先に議論したように、すでに子どもが存在する場合は、その子どもたちにも趣味娯楽の支出がかかる。また、教養娯楽の品目の中に学習机や月謝といった養育費と解釈できる項目も含まれており、子どもが既にいる家計では教養娯楽相対価格指数の中の養育費の影響が大きいためこのような結果になったと考えられる。

その他の変数の効果は次のとおりである。賃金の代理変数である学歴¹⁰は、1期前と2期前ともに、短大・高専と大卒以上が統計的に有意で、出産に正の影響を与えている。リファレンスグループは中卒・高卒である。学歴を賃金の代理変数として使用したが、ここでの結果は予想に反して、賃金が高いであろう学歴が短大・高専、大卒以上がより多く子どもを産む傾向が観察された。学歴は、賃金の代理変数としての効果以外の要因を反映している可能性がある。駿河・張(2003)でも指摘されているように、高学歴の女性が出産する時期になっていることを反映している可能性がある。妻の年齢は、1期前と2期前ともに有意に正な結果を、妻の年齢の2乗項は、1期前、2期前ともに負に有意な結果を得ている。子どもの数ダミーは、子ども1人ダミーのみ1期前、2期前ともに有意に正な結果となった。子ども2人ダミーと子ども3人以上ダミーは統計的に有意ではないものの出産に対して正の影響を示している。リファレンスグループは子どもがいない妻である。子どもをすでに持っており育児を経験していると、出産を経験したことがない妻よりも子育てに関する知識を多く持っていることや、第1子を出産する際に使用した玩具などを使うことが可能になることから、出産に対しての抵抗が少なく、そのことを反映している可能性がある。居住環境に関する変数は、1戸建ダミーが1期前のみ有意水準10%で統計的に有意で、1戸建てに居住している妻の方が居住していない妻より出産する傾向がある。

次に、就業関数の推定結果について述べる。教養娯楽相対価格指数は2期前のみ就業に関して有意水準1%で負に有意な結果となった。これは、就業と労働時間という違いがあるものの、Gonzalez-Chapela(2004)と同様の結果である。出産の子ども1人ダミーと教養娯楽相対価格指数の交差項は2期前のみ有意水準5%で正に有意な結果を得た。また、子ども2人ダミーと教養娯楽相対価格指数の交差項と子ども3人以上ダミーと教養娯楽相対価格指数の交差項は、1期前、2期前ともに正に有意な結果となった。すでに子どもがいる家計では、教養娯楽相対価格の低下が就業を抑制するという結果を得た。前述したように、子どもが既にいる家計では、教養娯楽の中の養育費の要素が影響している可能性がある。教養娯楽価格の低下によって養育費を得るために就業する必要がないことを反映していることが考えられる。

就業関数の推定で他に注目される変数の効果については以下のとおりである。1期

¹⁰ 駿河・七條・張(2000)、張・七條・駿河(2001)、駿河・張(2003)などでも同様に妻の賃金の代理変数として妻の学歴を用いている。

表 6 二変量プロビットモデルの推定結果

	1期前の説明変数		2期前の説明変数	
	出産	就業	出産	就業
教養娯楽相対価格指数	3.378** (1.353)	-1.232 (1.109)	4.190** (1.683)	-3.425*** (1.256)
子ども1人ダミー	-3.853** (1.500)	1.114 (1.259)	-3.588* (1.901)	3.436** (1.459)
×教養娯楽相対価格指数				
子ども2人ダミー	-2.923* (1.596)	2.857** (1.158)	-2.430 (2.0312)	5.219*** (1.347)
×教養娯楽相対価格指数				
子ども3人以上ダミー	-3.951 (2.556)	2.989** (1.322)	-4.785 (3.158)	5.319*** (1.561)
×教養娯楽相対価格指数				
短大・高専ダミー	0.0799* (0.0457)	-0.0911*** (0.0291)	0.106** (0.0521)	-0.0946*** (0.0313)
大卒以上ダミー	0.157** (0.0672)	-0.0327 (0.0464)	0.233*** (0.0760)	-0.0511 (0.0502)
夫の年収（対数値）	0.00700 (0.0371)	-0.283*** (0.0258)	-0.0470 (0.0400)	-0.287*** (0.0293)
妻の年齢	0.355*** (0.0914)	0.0560 (0.0438)	0.199* (0.109)	0.0905* (0.0510)
妻の年齢の2乗項	-0.698*** (0.143)	0.0255 (0.0641)	-0.479*** (0.173)	-0.0234 (0.0757)
子ども1人ダミー	4.081** (1.616)	-1.891 (1.350)	3.963* (2.0567)	-4.221*** (1.571)
子ども2人ダミー	2.389 (1.722)	-3.642*** (1.241)	2.146 (2.201)	-5.975*** (1.451)
子ども3人以上ダミー	3.186 (2.762)	-3.856*** (1.418)	4.468 (3.425)	-6.143*** (1.682)
同居・近居ダミー	-0.0391 (0.0501)	0.283*** (0.0318)	-0.0892 (0.0573)	0.252*** (0.0344)
持家ダミー	-0.0101 (0.0697)	0.0646 (0.0454)	-0.0200 (0.0802)	0.0783 (0.0490)
1戸建てダミー	0.105* (0.0601)	0.135*** (0.0396)	0.0625 (0.0684)	0.160*** (0.0427)
住宅ローンダミー	-0.0252 (0.0563)	0.131*** (0.0337)	0.00777 (0.0648)	0.108*** (0.0365)
妻の母親の就業年数		0.0133*** (0.00173)		0.0139*** (0.00187)
定数項	-1.609 (24.347)	25.804 (16.570)	-21.327 (27.918)	22.761 (17.766)
ρ		-0.416*** (0.0290)		-0.385*** (0.0329)
Pseudo-R2		0.110		0.0989
対数尤度		-8113.483		-6786.522
観測数		9,475		8,160

注 1)有意水準：*10% **5% ***1%

注 2)括弧内は標準誤差。

注 3)教養娯楽価格と教養娯楽価格と子ども数ダミーの交差項を含めたモデルと除いたモデルの尤度比検定を行った結果、1期前は有意水準 5%、2期前は有意水準 1%で各変数を含んだモデルが支持された。また、各変数を含めたモデルの方が Pseudo-R2 が高い(含めないモデルの Pseudo-R2 はそれぞれ 0.109(1期前)、0.0973(2期前))。

注 4)全体的な時系列の傾向については、トレンド変数でコントロールしている。

前、2期前ともに夫の年収は就業に有意水準1%で負に有意であることから、ダグラス＝有沢の法則が成立している。夫の年収が家計の経済的な豊かさを示しているならば、夫の年収が高いと家計に経済的なゆとりがあるので、妻が働く必要がないためこのような結果になったと考えられる。妻の学歴に関しては、1期前、2期前ともに短大・高専が有意水準1%で負に有意となった。学歴の高い短大・高専の方が働かないという結果を得た。同居・近居ダミー、住宅ローンダミー、本人の母親の就業年数は1期前、2期前ともに有意水準1%で正に有意となった。同居していると親に家事などを手伝ってもらうことが可能であり、女性の就業を促進すると考えられる。住宅ローンは家計にとって大きな負担となり、それを軽減させるために妻が就業することが考えられる。回答者の母親が長期期間働いていることは、本人の就業を促進させる。子どもの数ダミーは1期前、2期前ともに負に有意である。子どもがいる家庭では、子どもの世話を多く時間をとられるために就業が抑制されたと考えることができる。妻の年齢や1戸建てダミーは、1期前、2期前ともに正に有意な結果を得ている。

二変量プロビットモデルの結果から、子どものいる家計といない家計で教養娯楽相対価格が出産と就業に与える影響が異なることが明らかになった。子どものいない家計では、教養娯楽価格の低下によって、それに対する子どもの相対価格が上昇することで、出産を抑制させる。また、教養娯楽相対価格の低下は就業を促進させる。この結果から、子どものいない家計の妻は、教養娯楽価格の低下によって出産よりも余暇を選択し、教養娯楽費を得るために就業を行っている可能性が考えられる。これに対して、子どもが既にいる家計では、教養娯楽相対価格の低下は出産を促進させ、就業を抑制させる。教養娯楽の品目の中に学習机や月謝など養育費と解釈できる項目が含まれているおり、子どもが既にいる家計ではこれらの要素が影響していると考えられる。教養娯楽価格の低下によって、養育費が安くなり出産が促進されると同時に養育費を得るために就業を行う必要がなくなったと考えられる。

4.3. 変量効果プロビットモデル

変量効果モデルの推定結果は、表7、教養娯楽価格指数と教養娯楽価格指数と子供ダミーの交差項の限界効果は表8のとおりである。尤度比検定より、1期前は変量効果プロビットモデル、2期前はプーリングプロビットモデルが採択されたので、それぞれ採択されたモデルの結果を用いて話を進める。本稿が最も注目する変数である教養娯楽相対価格指数は、1期前は有意水準5%、2期前は有意水準1%で出産に対して有意に正である。教養娯楽相対価格指数の低下は出産を抑制させるという二変量プロビットと同様の結果が観察される。教養娯楽相対価格指数の限界効果は、それぞれ0.0622(1期前)、0.136(2期前)であるが有意な結果ではない。理由としては、交差項の効果を含んだ限界効果であるため、子どもがいない妻と子どもがいる妻とでは、教養娯楽相対価格指数が出産に与える影響の符号が異なるためにこのような結果になった

表 7 変量効果プロビットモデルの推定結果

	1期前の説明変数		2期前の説明変数	
	変量効果	プーリング	変量効果	プーリング
教養娯楽相対価格指数	3.313** (1.507)	3.627*** (1.343)	4.569*** (1.681)	4.569*** (1.681)
子ども1人ダミー	-3.691** (1.630)	-3.612** (1.496)	-3.330* (1.902)	-3.330* (1.902)
×教養娯楽相対価格指数	-2.261 (1.739)	-2.870* (1.586)	-2.330 (2.0299)	-2.330 (2.0299)
子ども2人ダミー	-2.972 (2.751)	-4.346* (2.506)	-4.949 (3.0945)	-4.949 (3.0945)
×教養娯楽相対価格指数	0.0632 (0.0536)	0.0759* (0.0459)	0.105** (0.0521)	0.105** (0.0521)
短大・高専	0.110 (0.0802)	0.132* (0.0682)	0.219*** (0.0770)	0.219*** (0.0770)
大卒以上	0.0107 (0.0424)	0.00607 (0.0382)	-0.0528 (0.0410)	-0.0528 (0.0410)
夫の年収（対数値）	0.400*** (0.100)	0.356*** (0.0920)	0.195* (0.109)	0.195* (0.109)
妻の年齢	-0.769*** (0.156)	-0.698*** (0.144)	-0.471*** (0.173)	-0.471*** (0.173)
妻の年齢の2乗項	3.817** (1.756)	3.799** (1.611)	3.665* (2.0576)	3.665* (2.0576)
子ども1人ダミー	1.507 (1.882)	2.328 (1.711)	2.0270 (2.200)	2.0270 (2.200)
子ども2人ダミー	1.806 (2.985)	3.589 (2.706)	4.626 (3.355)	4.626 (3.355)
子ども3人以上ダミー	0.00552 (0.0565)	-0.0121 (0.0502)	-0.0686 (0.0576)	-0.0686 (0.0576)
同居・近居ダミー	-0.0442 (0.0788)	-0.0306 (0.0702)	-0.0354 (0.0807)	-0.0354 (0.0807)
持家ダミー	0.109 (0.0684)	0.0882 (0.0602)	0.0543 (0.0685)	0.0543 (0.0685)
1戸建てダミー	0.00539 (0.0634)	-0.00257 (0.0567)	0.0246 (0.0653)	0.0246 (0.0653)
住宅ローンダミー	-11.281 (27.477)	-7.802 (24.534)	-30.741 (28.171)	-30.741 (28.171)
定数項				
H ₀ : δ=0		0.000		0.999
対数尤度	-2226.302	-2232.778	-1699.987	-1699.987
観測数		9,566		8,239

注 1)有意水準：*10% **5% ***1%

注 2)括弧内は標準誤差。

注 3)全体的な時系列の傾向については、トレンド変数でコントロールしている。

と考えられる。

子ども1人ダミーと教養娯楽相対価格指数の交差項は、1期前は有意水準5%、2期前は有意水準10%で負に有意である。子ども1人ダミーと教養娯楽相対価格指数の交差項の限界効果は、1期前(-0.279)と2期前(-0.235)ともにマイナスの値をとっており、1期前のみ有意水準5%で統計的に有意である¹¹。子ども2人ダミーと教養娯楽相対価

¹¹ 本稿で注目する教養娯楽相対価格は、各子ども数ダミーとの交差項の形でもモデル中に含まれており、教養娯楽相対価格の限界効果の計算はその交差項の影響も考慮して行う必要がある。具体的

表 8 限界効果

	1期前変数	2期前変数
教養娯楽相対価格指数	0.0622 (0.0800)	0.136 (.0875)
子ども1人ダミー×教養娯楽相対価格指数	-0.279** (0.119)	-0.235 (0.150)
子ども2人ダミー×教養娯楽相対価格指数	-0.447** (0.209)	-0.407** (0.186)
子ども3人以上ダミー×教養娯楽相対価格指数	-0.392** (0.179)	-0.463*** (0.174)

注 1)有意水準：*10% **5% ***1%

注 2)括弧内は標準誤差。

注 3 限界効果は交差項の効果を含み、平均で評価した値。

格指数の交差項と子ども3人以上ダミーと教養娯楽相対価格指数の交差項の係数の符号は負であるものの1期前と2期前ともに統計的に有意ではないが、限界効果は、1期前と2期前ともに負に有意である。子どもがすでにいる家計では教養娯楽相対価格指数の低下が子どもを産む効果を促進するという2変量プロビットモデルと同様の結果を得ている。すでに子どもが存在する場合は、その子どもたちにも趣味娯楽の支出がかかる。また、教養娯楽の品目の中に学習机や月謝といった養育費と解釈できる項目も含まれており、子どもが多い家庭では教養娯楽相対価格指数の中の養育費の要素が大きいためこのような結果になったと考えられる。

5. 結論と今後の課題

本稿は、出産に影響を与える要因として、新たに趣味娯楽を享受するための費用である教養娯楽価格という視点を追加し、それが出産にどのような影響を与えるかについて、(公)家計経済研究所が実施している「消費生活に関するパネル調査」の個票データと総務省統計局が発行する「消費者物価指数年報」、「全国物価統計調査報告」を用いて分析を行った。具体的には、総務省統計局が発行する「消費者物価指数年報」の消費者物価指数と「全国物価統計調査報告」の全国物価地域差指数を用いて教養娯楽相対価格指数を測定し、その変化が出産に与える影響を出産と就業が相互に影響することを考慮した二変量プロビットモデルと個人固有の要因を考慮した変量効果プロ

には、Ai and Norton (2003)と Norton et al. (2004)を参考に、以下のように計算を行う。

$$\frac{\partial \Pr(y=1)}{\partial p} = \left(\beta_p + \sum_{n=1}^3 \beta_{pan} \bar{d}_n \right) \cdot \phi \left(\beta_p \bar{p} + \sum_{n=1}^3 \beta_{an} \bar{d}_n + \sum_{n=1}^3 \beta_{pan} \cdot \bar{p} \cdot \bar{d}_n + \beta_0 \right)$$

ここで、 $\Pr(y=1)$ は、被説明変数である出産ダミーが1となる確率を示しており、 \bar{p} 、 \bar{d}_n はそれぞれ、教養娯楽相対価格、子ども数ダミー(n は子ども数)の平均値を意味する。 β_p 、 β_{an} 、 β_{pan} は教養娯楽相対価格、子ども数ダミー、それらの交差項の係数であり、 β_0 は定数項である。 ϕ は標準正規分布の確率密度関数を意味する。このように計算することで、出産に対する教養娯楽相対価格の平均的な影響の大きさを評価することができる。計算式の導出方法と、この計算結果の統計的判断を行うための標準誤差については、Ai and Norton (2003)と Norton et al. (2004)を参照。また、同様にして交差項の限界効果も計算される。

ビットモデルを用いて分析を行った。結果は、両方の分析ともに教養娯楽相対価格指数の低下は出産を抑制するというものであった。つまり、教養娯楽相対価格が低下すると、子どもを産むことではなく趣味娯楽を選択する。教養娯楽価格が低下することで、それに対する子どもを育てるための相対価格が上昇し、出産を抑制したと考えられる。また、子どもの数ダミーと教養娯楽相対価格指数の交差項は両方の分析において出産に負の影響を与えているという結果を得た。つまり、すでに子どもが存在する場合は、教養娯楽相対価格指数の低下は出産を促進する。これは、その子どもたちにも趣味娯楽の支出がかかること、教養娯楽の品目の中に学習机や月謝といった養育費と解釈できる項目も含まれていることから子どもが多い家庭では教養娯楽相対価格指数の中の養育費の要素が影響を与えており、このような結果になったと考えられる。就業に関して、教養娯楽相対価格指数の低下は就業を促進させることを示した。これは、就業と労働時間という違いがあるものの、Gonzalez-Chapela(2004)と同様の結果である。出産に与える影響と合わせて考えるならば、教養娯楽価格の低下によって余暇を多く消費するため、教養娯楽費を得るために就業していることが考えられる。これに対して、すでに子どもがいる家庭では、教養娯楽相対価格指数の低下が妻の就業を抑制するという結果を得た。この結果は、教養娯楽価格の低下により養育費が安くなることで就業を行わなくなったことを反映している可能性がある。

従来、出産を決定する要因としては、賃金、教育費などが考慮されてきたが、趣味娯楽も重要な要因であることを明らかにしたことが本稿の貢献である。本稿の結果から、教養娯楽価格の低下による出産の抑制を回避するためには、子育てにかかる財の価格の低下が重要であると考えられる。子育てにかかる財の価格も教養娯楽価格と同様に低下すれば、相対価格は変化しないので、教養娯楽価格の低下による出産の抑制を回避することが可能である。子育てにかかる財を安価で生産するための技術開発への補助金政策は、教養娯楽財の価格は変化させないまま子育てにかかる財の価格低下を可能にし、教養娯楽財の価格低下による出産の抑制を回避することができる政策として有効ではないかと考える¹²。

本稿で行った分析には、2点の改善の余地がある。第1に本稿では、二変量プロビット分析と変量効果プロビット分析で一貫した結果を得たが、本来であれば、パネルデータの特性を活かした、二変量プロビットモデルを適用し内生性と個人固有の要因を同時にコントロールすべきである。第2に、都道府県別コードが含まれる形でのパネルデータの入手ができなかったため、十分に地域差を反映した教養娯楽価格の変数を作成することができなかった。以上の点を改善したさらに適切な手法による分析は、今後の課題としたい。

¹² また、子育てにかかる費用を低下させることも、子育て価格の低下による出産減少の抑制と同様の効果が期待される。これらの政策は一案であり、有効性についての検証は今後行う必要がある。

参考文献

- 滋野由紀子・松浦克己「子ども数の増加・育児と就業の両立を目指して - 結婚・就業選択と既婚・就業女性に対する育児休業制度の効果を中心に -」『季刊社会保障研究』2003, vol.39, No.1, pp43-54.
- 駿河輝和・七條達弘・張建華「夫の通勤時間・労働時間が出生率に与える影響について-『消費生活に関するパネル調査』による実証研究」『季刊家計経済研究』2000, vol.47, pp51-58.
- 駿河輝和・張建華「育児休業制度が女性の子どもの数の増加と継続就業に与える影響について-パネルデータによる計量分析」『季刊家計経済研究』2003, vol.59, pp56-63.
- 田中隆一・河野敏鑑「出産育児一時金は出生率を引き上げるか—健康保険組合パネルデータを用いた実証分析」『日本経済研究』2009, No.61, pp.94-108.
- 張建華・七條達弘・駿河輝和「出産と妻の就業の両立性について-『消費生活に関するパネル調査』による実証研究」『季刊家計経済研究』2001, vol.51, pp72-78.
- 樋口美雄・松浦寿幸・佐藤一磨「地域要因が子ども数の増加と妻の就業継続に及ぼす影響について—家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」による分析—」2007, *RIETI Discussion Paper series* 07-J-012.
- 森田陽子「子育て費用と出生行動に関する分析」『日本経済研究』2004, No.48, pp1-24
- 吉田浩・水落正明「育児資源の利用可能性が出生力および女性の就業に与える影響」『日本経済研究』2005, No.51, pp76-95.
- Ai, C. R. and E. C. Norton “Interaction terms in logit and probit models,” *Economics Letters*, 2003, 80(1), pp.123-129.
- Becker, G. “A theory of the allocation of time,” *The Economic Journal*, 1965, 75(299), pp.493-517.
- Bratti, M. “Labour force participation and marital fertility of Italian women: The role of education”. *Journal of Population Economics*, 2003, 16(3), pp.525-554.
- Butz, W.P. and Ward, M.P. “The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility” *The American Economic Review*, 1979, 69(3), pp318-328.
- Del Boca, D. “The effect of child care and part time opportunities on participation and fertility decisions in Italy,” *Journal of Population Economics*, 2002, 15(3), pp549-573.
- Di Tommaso, M.L. “A trivariate model of participation, fertility and wage: the Italian case” *Cambridge Journal of Economics*, 1999, 23(5), pp623-640.
- Galindev, R. “Leisure goods, education attainment and fertility choice,” *Journal of Economic Growth*, 2011, 16(2), pp.157-181.
- Gonzalez-Chapela, J. “On the price of recreation goods as a determinant of female labor supply,” 2004, mimeo.

- Gonzalez-Chapela, J “On the price of recreation goods as a determinant of male labor supply,” *Journal of Labor Economics*, 2007, 25(4), pp. 795–824.
- Greene W.H. *Econometric Analysis*, Prentice Hall, 2011.
- Norton, E. C., H. Wang, and C. Ai “Computing interaction effects and standard errors in logit and probit models,” *The Stata Journal*, 2004, 4(2), pp.1544(nal
- Kalwij, A.S. “The effects of female employment status on the presence and number of children”, *Journal of Population Economics*, 2000, 13(2), pp221-239.
- Kögel, T. “Did the association between fertility and female employment within OECD countries really change its sign?”, *Journal of Population Economics*, 2004, 17(1), pp.45-65.
- Kopecky, K . A. “The Trend in Retirement”, *International Economic Review*, 2011, 52 (2), pp. 287-316.
- Kuroda, S. “Do Japanese Work Shorter Hours than before? Measuring trends in market work and leisure using 1976–2006 Japanese time-use survey,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 2010, 24(4), pp.481-502.
- Owen, J. D. “The demand for Leisure,” *The Journal of Political Economy*, 1971, 79, pp.56-78.
- Vandenbroucke, G. “Trends in Hours: The U.S. From 1900 to 1950”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2009, 33(1), pp.237-249.