

繰り返し実験における価格づけ行動

——くじの売買の実験データによる実証分析

久米 功一*

大阪大学大学院経済学研究科

本稿では、くじの売買取引の繰り返し実験から得られたデータを用いて、被験者の価格づけ行動を実証分析した。具体的には、高齢者と有業者を対象として、被験者の真の希望価格を引き出すことのできる実験手法である BDM 法によるくじの売買取引を計 40 回行い、実験回数の効果と被験者の固定効果を考慮した動学パネルデータの特性を活かした推計方法によって、価格づけ行動に関するいくつかの仮説を検定した。その結果、実験における取引価格がコンピュータによってランダムに決定されるにもかかわらず、被験者の申し出価格が、前回の取引における申し出価格、取引価格、取引成立の可否、累積利得に依存することがわかった。これは高齢者に顕著にみられた。所得が高く、教育年数が多い被験者ほど申し出価格の調整幅が大きかった。申し出価格の調整は短期と長期で異なり、価格づけに時間を要する人ほど申し出価格が高かった。これらの結果は、経済主体の経済合理性の違いによってくじの売買取引における価格づけ行動が異なることを示している。

1. はじめに—WTP/WT A と価格づけ行動

経済学では財を取引する経済主体の選好は財の所有に影響されないと仮定される。つまり、所得効果と取引費用が小さければ、ある財に対して支払ってもよい価格 (Willingness to Pay, WTP) とその財を他人に譲ってもよい価格 (Willingness to Accept, WT A) が等しくなると考えられている。しかし、ある状況のもとでは WTP と WT A が乖離する場合があります。理論・実証の両面からの分析が進められてきた。

理論的な分析は大きく 2 つに分かれる。1 つは需要理論に基づくものである。標準的

本研究は、大阪大学21世紀COEプロジェクト「アンケートと実験によるマクロ動学」によって実施された危険回避度の経済実験と「くらしの好みと満足度についてのアンケート」の結果を利用している。本経済実験とアンケート調査の作成に寄与された、大阪大学社会経済研究所の筒井義郎、大竹文雄、池田新介の各氏に感謝する。また、本稿の作成にあたって、Norman Loayza (世界銀行開発経済研究グループ)、Michael Binder (フランクフルト大学)、大日康史 (国立感染症研究所) の各氏、大阪大学大学院・COEプロジェクト演習出席者、本誌匿名レフェリーから貴重なコメントをいただいた。いうまでもなく、本稿における誤りはすべて筆者本人に帰するものである。

* (連絡先住所) 〒560 0043 大阪府豊中市待兼山町1 7 大阪大学大学院経済学研究科
(E mail) kumekeiichi@hotmail.com

な需要理論から導かれる等価変分と補償変分はそれぞれ WTA と WTP に対応する。Hanemann(1991)は WTP と WTA の乖離が所得効果だけでなく代替効果からも生じることを示している。もう 1 つは経済主体の心理的側面を重視するものがある。Kahneman and Tversky(1979)は、初期保有量を参照点として、財の保有量の参照点からの乖離を経済主体の価値関数として定義した。これによって経済主体の損失回避行動を説明した。これらの理論の妥当性は、経済実験で計測された WTP と WTA の比較によって検証される¹。

実験においては主に 2 つの論点がある。なぜ WTP と WTA の乖離が起こるのかという問いと、実験の繰り返しによって WTP と WTA がどう変動するか（乖離が収束するか）という問いである。Knetsch and Sinden (1984)は 5 種類の財の売買実験のすべてで $WTA > WTP$ となるが、利害当事者ではなく第三者が価格づけを行う場合にはその乖離がみられないことを示した。Kahneman, Knetsch and Thaler (1990)はマグカップやペンの取引では乖離が生じるが、代用貨幣である Token の取引ではその乖離がなくなることを示した。このように WTP と WTA の乖離は売買における立場や財の性質によって異なる。また、申し出価格や乖離の変動について、Knetsch and Sinden (1987)や Kahneman, Knetsch and Thaler (1990)は乖離が持続すると主張したが、Shogren et al(1994)は実験の繰り返しによって乖離が解消されることを示し、List (2003)は取引経験の豊富な被験者ほど取引が成立しやすく、乖離幅も小さくなることを示した。

このような経済実験によって、WTP と WTA の乖離をもたらす被験者の価格づけ行動も明らかになってきた。価格づけ行動を分析することは、財に対する人々の真の評価を価格という形で表明して取引できるという効率的な市場の形成のためにも重要である。そこで、次節では、その先行研究と本稿とのかかわりについて述べる。

2. 価格づけ行動の先行研究

前述の通り、これまでの経済実験のほとんどで WTP と WTA の乖離がみられ、また、試行の繰り返しによる WTP や WTA の変動も確認されている。このような乖離と変動が生じる理由として、被験者の申し出価格が、被験者の財に対する評価だけでなく、被験者の戦略的な価格づけ行動、財の価値の不確実性、試行の前後の取引結果、被験者の財に対

¹ Horowitz and McConnell(2002)は 45 の先行研究に関する分析を行った結果、WTA は WTP の約 7 倍となり、財の種類によって乖離の程度が異なることを明らかにした。また、試行の繰り返しによって WTP (WTA) が高く (低く) なることも指摘した。

する情報収集コスト等に影響されることが挙げられる。Knez, Smith and Williams(1985)は、買い手は価格を過小に、売り手は過大に申し出るという被験者の戦略的な行動を指摘して、被験者の申し出価格が被験者自身の事前評価と異なることを実証した。Milgrom and Weber(1982)は、財の価値の評価が不確実な場合、同調的な価値(Affiliated value)が生み出されるとして、この同調性が存在するならば、高い公示価格が被験者の高い申し出価格を誘発すると主張した。List and Shogren(1999)は被験者にとって馴染みのない財に対して Milgrom and Weber(1982)の同調仮説が成り立つことを実証した。Corrigan and Rousu(2006)はより多くの情報をもつ被験者の申し出価格が他の被験者の価格づけ行動に影響することを示した。Loomes, Starmer and Sugden(2003)は過去に市場で観察された価格に近づくように被験者が申し出価格を修正するという形成効果(Shaping Effect)を確認した。試行を重ねるにつれて、WTP が上がり、WTA は下がった。Cox and Grether(1996)は、被験者の申し出価格が財からの期待利得や 1 期前の試行における申し出価格と市場価格から正の影響を受けることを示した。Zhao and Kling(2001)はコミットメントコストという概念を導入した。例えば、いまの取引価格が自分の希望する価格にあるとしても、買手はすぐ買わずにしばらく取引を待ってさらに情報を集め、自分の評価が情報を集めた後の価格よりも高くないよう行動するだろう²。この場合、WTP は補償変分よりも低くなり、逆に売手が売るためには等価変分よりも高い補償を要求する。このように WTP と WTA の乖離はコミットメントコストによっても説明される。

以上のように、WTP と WTA の乖離と変動について、価格づけ行動の視点からのさまざまな説明が存在するが、いくつかの点で注意が必要である。まず、ほとんどの実験の被験者は学生であり、サンプルの代表性が疑わしい。実験手法が Vickrey(1961)の第 2 価格入札(Second-Price Sealed-Bid Auction)である場合には、被験者間の競争によって WTP が過大になったり、被験者が実験の観察者に対してよく振舞おうとするホーソン効果(Hawthorne-Effect)が生じたりするおそれがある(List and Shogren(1999))。試行の繰り返し回数もただか 10 回程度であり、被験者の価格づけ行動を短期と長期にわけて分析するには不十分である。また、仮説検定の多くが WTP と WTA の同値性の検定にとどまっており、パネルデータとしてパラメトリックに分析した例は Cox and

² いますぐ取引するということは、将来得られるはずの財に関する情報を放棄することであり、Zhao and Kling(2001)はこれをコミットメントコスト(CC)と名づけている。一般に WTP は補償変分 CV よりも低く、将来の情報から得られる利益と待つことによる損失とのバランスを考えるため、 $WTP = CV - CC_p$ となる。逆に、売り手はいま売るために自分の等価変分 EV よりも高い補償を要求するので $WTA = EV + CC_s$ となる。

Grether(1996)、List and Shogren(1999)、Corrigan and Rousu(2006)などわずかである。

そこで、本稿では、これらの注意点を考慮して、大阪大学が 2004 年に行ったくじの売買取引の繰り返し実験(21 世紀 COE プログラム「アンケートと実験による行動マクロ経済動学」、以下、阪大実験と呼ぶ)のデータを用いて、WTP と WTA の乖離と変動について実証分析した。具体的には、高齢者と有業者を対象として、BDM 法(Becker-DeGroot-Marschak(1964))によるくじの売買実験を計 40 回繰り返し、パネルデータの動学的な特性と被験者の異質性を考慮した推計によって価格づけ行動に関する仮説を検定した。検証した仮説は、申し出価格・取引価格効果仮説、取引効果仮説、累積利得・当たり効果仮説の 3 つである。補足として、価格づけの変動幅と個人属性の関係、コミットメントコストの有無についても検討した。その結果、BDM 法を用いた場合でも、1 期前の申し出価格、取引成立の可否、過去の累積利得が被験者の申し出価格に影響することが確認され、とくに高齢者に顕著であった。さらに、被験者の申し出価格の調整は短期と長期で異なること、所得が高く教育年数が多い人ほど価格調整の幅が大きく、コミットメントコストの高い人ほど WTP が高くなることを確認した。

以下、本稿の構成は次の通りである。第 3 節で阪大実験の設計とその結果を詳述する。第 4 節で価格づけ行動の仮説と検証方法を示した後、第 5 節にその推計結果を示す。第 6 節では補足的な検証を行う。第 7 節でインプリケーションを議論して、第 8 節で結論を述べる。

3. 実験の設計と結果

2004 年 3 月にシルバー人材センターを通じて 31 名の高齢者、知人を通じて 32 名の有業者を募集して危険回避度実験を行った³。被験者の特徴は表 1 の通りである。

実験方法は BDM 法を用いた⁴。売り実験では、被験者ははじめにコンピュータが当選確

³ この実験の主目的である危険回避度の計測結果は大竹・簡井・池田(2005)を参照。

⁴ 第 2 価格入札と BDM 法のどちらも誘引両立的(Incentive compatible)であり、真の価値に等しい価格を申し出ることが被験者の価格づけ行動の最適戦略となるが、被験者が支払うべき価格の決まり方が異なる。第 2 価格入札では被験者は競合する被験者にみえないように封をして価格づけし、2 番目に高い価格を申し出た被験者が落札する仕組みであるが、BDM 法では価格が入札における被験者間の競争によって決まるのではなく、特定の分布からランダムに決定される。第 2 価格入札の WTP の方が BDM 法のそれよりも真の価値に近づきやすいが(Noussair, Robin and Ruffieux(2004))、BDM 法は市場からのフィードバックの影響が小さいという特徴がある(Shogren et al(2001))。

表1 被験者の属性（左：人数、右：％）

		有業者 32人		高齢者 31人		全サンプル 63人	
性別	男性	17	53.13	23	74.19	40	63.49
	女性	15	46.88	8	25.81	23	36.51
年齢	20代	5	15.63	0	0.00	5	7.94
	30代	5	15.63	0	0.00	5	7.94
	40代	14	43.75	0	0.00	14	22.22
	50代	7	21.88	0	0.00	7	11.11
	60代	1	3.13	21	67.74	22	34.92
	70代	0	0.00	7	22.58	7	11.11
	不明	0	0.00	3	9.68	3	4.76
学歴	小中学校	0	0.00	2	6.45	2	3.17
	高等学校	1	3.13	18	58.06	19	30.16
	専修学校・短大	5	15.63	2	6.45	7	11.11
	大学以上	26	81.24	9	29.04	35	55.55
仕事を探している	探している	5	15.63	10	32.26	15	23.81
	（失業者）	0	0.00	7	22.58	7	11.11
	探していない	27	84.38	18	58.06	45	71.43
	不明	0	0.00	3	9.68	3	4.76

率をランダムに割り当てたくじを受け取る。当たったら 1000 ポイント、はずれたら 0 ポイントのくじを売ってもよいと考える最低価格をつける。売り価格提示後、コンピュータがランダムに買い価格を提示し、買い価格が売り価格を上回れば、コンピュータの買い取り価格でくじが売れる。くじが売れたかどうかは画面に表示され、くじが売れた場合にはコンピュータが提示する買い価格が利得になる。売れなかった場合には、くじが当たれば 1000 ポイントが利得になるが、当たらなければ利得は 0 ポイントである。結果を確認し、考える時間を与えるために、被験者は 1 回ごとに結果を用紙に記録する。この過程を練習 5 回、本番 20 回繰り返す。最後に、1000 ポイント＝250 円で換算して利得を計算する。

続いて、買い実験を行う。買い実験は、以下の点を除き、売り実験と同じである。最初に 10000 ポイントが与えられる。10000 ポイントを買い手に与えるのは、売り実験の所与であるくじの期待値が 500 ポイント（20 ラウンドで計 10000 ポイント）であることや、買うための予算を等しく与えることによって被験者間の実際の所得の違いを軽減するためである。確率が表示されたくじに、買ってもよいと考える最高の価格をつける。買い価格がコンピュータの提示する売り価格を上回れば、コンピュータの売り出し価格でくじが買われる。このように売買が成立した時の取引価格はつねにコンピュータの提示した価格となる。被験者がくじを買った場合、そのくじが当たれば 1000 ポイントー購入価格が利得になる。くじがあたらなければ、購入分の損失を被る。

売り実験においてははじめに与えられたくじを被験者が手放してもよいと考えたくじ

の価格（希望売却価格）を WTA、買い実験において被験者が買ってもよいと考えたくじの価格（希望購入価格）を WTP と定義する。売り実験では、くじを売らなかった逸失利得と保有したくじが当れば得られる利得の純利得が考慮され、買い実験では、くじを買って当たれば得られる利得とくじを買わないことで支払わずに済んだコストが比較考慮される。

売り実験、買い実験の被験者の利得、WTP と WTA の平均値、標準偏差、最大・最小値は表 2 の通りとなった。高齢者の WTP を除くすべての申し出価格がくじの期待利得である 500 を下回ることから、平均的に見て被験者がくじの保有に対して危険回避的であったことがわかる。平均値で見て WTP が WTA を上回った⁵。この差は統計的に有意で高齢者に顕著であった。売り実験での高齢者のくじの当選者数が少なく、高齢者と有業者の WTP と WTA の平均値の差も有意であるので、被験者のグループごとに価格づけ行動が異なったといえる。

つぎに、ラウンド（実験回数）ごとに申し出価格の推移をみる。ポイントを 1/10 に圧縮したうえで当選確率の変動をグラフにしたものが図 1, 2 である。売り実験（図 1）では、実験が終わりに近づくにつれて、有業者の WTA が高齢者の WTA を上回る場合が多くなっている。買い実験（図 2）のほとんどのラウンドで高齢者の WTP が有業者の WTP を上回っており、高齢者の WTP が実験の終盤になるにつれて高くなっている。つまり、有業者は WTA を徐々に吊り上げてくじの保有による利得や売却による利得の幅をより大きくしようとし、高齢者は終盤になるにつれて WTP を引き上げてくじの保有と当選による賞金を狙っていたと推測できる。試行の繰り返しによって WTP が高くなるという変動パターンは、先行研究と整合的であった (Shogren et al (2001))。当選確率と被験者の申し出価格とのあいだに関係を見出すことは一見ただけでは難しいが、有業者の価格の方が高齢者に比べて当選確率と連動している。これらの観察を踏まえて、次節では価格づけ行動の仮説と検証方法を述べる。

⁵ この結果は一般的な財を用いた先行研究 (WTA>WTP) と異なる。これはくじの賦与効果が小さかった、被験者は売り実験に不慣れであった、あるいは、買い実験において初期保有として与えられた 10000 ポイントがくじの需要を歪めた可能性があることを示唆している。

表2 実験における被験者の利得と申し出価格の記述統計

	被験者数	平均	標準偏差	最小値	最大値
売り実験獲得ポイント	63	12518.54	1801.93	7956	16420
買い実験獲得ポイント	63	12701.57	1869.15	8792	17984
賞金額 (円)	63	6305.03	753.31	4895	7930.25

	全サンプル 1260回	有業者 640回	高齢者 620回
希望購入価格 (WTP)	479.40	447.31	512.54
(標準偏差)	(293.97)	(308.73)	(274.24)
買い実験での利得	135.08	141.88	128.06
(標準偏差)	(372.34)	(359.43)	(385.37)
くじに当選した延べ人数	336	169	167
買い実験でのコンピュータ価格	505.58		
(標準偏差)	(287.68)		
希望売却価格 (WTA)	422.90	443.69	401.44
(標準偏差)	(282.44)	(306.80)	(253.33)
売り実験での利得	625.93	648.96	602.15
(標準偏差)	(364.02)	(362.75)	(364.09)
くじに当選した延べ人数	292	173	119
売り実験でのコンピュータ価格	508.97		
(標準偏差)	(290.79)		

図1 売り実験の当選確率と被験者の申し出価格の推移

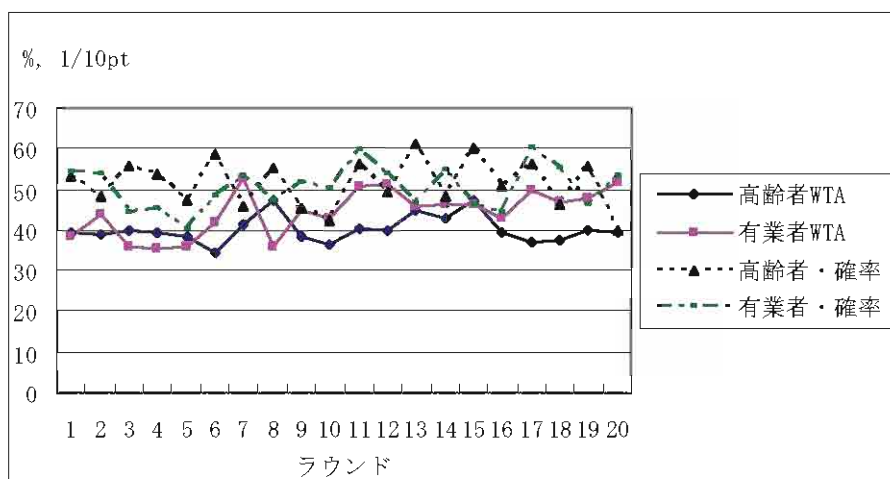
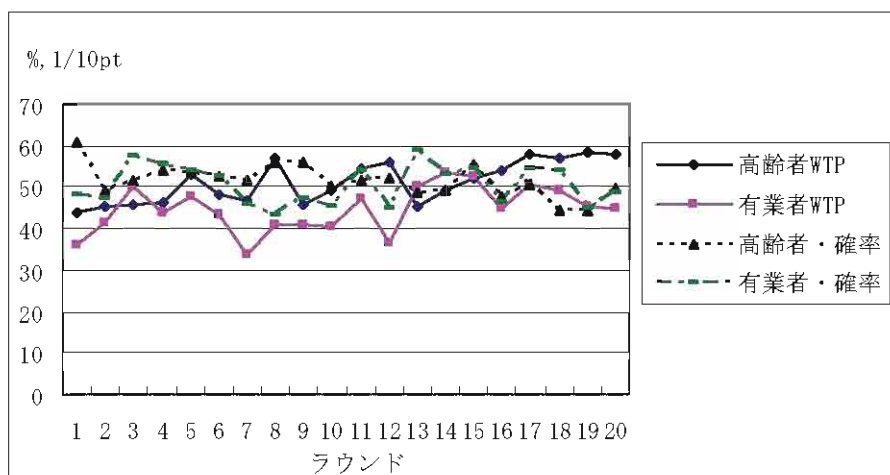


図2 買い実験の当選確率と被験者の申し出価格の推移



4. 価格づけ行動の仮説と検証方法

危険回避度のように観測不可能な特性 ε をもつ被験者 i が、実験の第 t ラウンドで賞金 Z で当選確率 α のくじにつけた価格 p は、 u を誤差項、 α をパラメータとして次式の通り表される⁶。

$$p_{i,t}^{player} = \alpha \alpha Z_{i,t} + \varepsilon_i + u_{i,t} \quad (1)$$

被験者の申し出価格 $p_{i,t}^{player}$ はくじの期待利得 $\alpha Z_{i,t}$ と観測不可能な特性 ε_i に依存する。しかし、前節で見たように、被験者の申し出価格はグループごとに異なり、当選確率と厳密に連動していないことから、当選確率以外の要因が価格づけ行動に影響している可能性がある。次節では、価格づけ行動の3つの仮説を提唱して、その検証方法を述べる。

4.1 申し出価格・取引価格効果仮説

申し出価格・取引価格効果仮説とは、今回の取引での申し出価格 p_t^{player} が、前回の取引での被験者の申し出価格 p_{t-1}^{player} やコンピュータの価格 $p_{t-1}^{computer}$ に依存するというもので、Cox and Grether(1996)、List and Shogren(1999)、Corrigan and Rousu(2006)で支持

⁶ この特定化は、Cox and Grether(1996)をはじめとする先行研究に類している。

されている⁷。例えば、売り実験において、前回の取引でくじの売りが成立した場合 ($p_{i-1}^{computer} > p_{i-1}^{player}$)、今回のコンピュータの取引価格 $p_i^{computer}$ も同様に高くなると予想して、今回の取引での申し出価格 p_i^{player} を引き上げる可能性がある。あるいは、前回の取引での決まり値が高かったことを考慮して、今回の取引の価格はその反動として安くなると予想して今回の取引での申し出価格を引き下げることありうる。また、コンピュータのつける価格はランダムであることを被験者が十分理解していれば、コンピュータの決める価格に被験者の申し出価格が左右されない。あるいは仮に価格づけが自分の予想だけに従い、過去の申し出価格と同じ予想を繰り返すなら、 p_{i-1}^{player} と p_i^{player} に正の相関が考えられる。これらを検討するにあたり、(1) 式を一般化した自己相関分布ラグモデル (Autoregressive Distributed Lag Model) をベンチマーク・モデルとして想定する。ラグ数は ARDL(1, 0, 0) あるいは ARDL(1, 0, 1) とする⁸。

$$p_{i,t}^{player} = \delta + \alpha a Z_{i,t} + \sum_{j=1}^m \rho_j p_{i,t-j}^{player} + \sum_{k=1}^n \theta_k p_{i,t-k}^{computer} + \varepsilon_i + u_{i,t} \quad (2)$$

被説明変数は t ラウンド ($t=1 \cdots 20$) であるのに対して、説明変数は当選確率 Z を除いて過去の変数 ($t-j$) となっている。コンピュータの今期の価格 $p_i^{computer}$ は今期の被験者の申し出価格 p_i^{player} に影響しないのは、被験者の価格が申し出されたあとに、コンピュータの価格が決まるという実験のタイミングによる。(2) 式は観察不可能な個人特性 ε を含む、価格 p_i^{player} の自己回帰型の動学モデルになっているため、推計に際して、(1) 被験者の異質性、(2) 回帰される変数の自己相関、(3) 推計されるパラメータの異質性、に注意する必要がある。パネルデータの動学モデルにおいて時間 T が少ない場合に固定効果あるいは変量効果モデルを用いた場合、推定量における ε の項が漸近的に消去されず、下方バイアスが生じる。この問題を回避する方法のひとつとして 1 階の階差をとる方法がある。ただし、1 階の階差モデルに最小二乗法を適用した場合、自己回帰の項と誤差項が相関しているため推計値は一致性をもたない。そこで Arellano and Bond(1991) は被説明変数のラグ変数を操作変数とした一般化積率法 (Generalized Method of Moment,

⁷ この仮説は形成効果に似ている。しかし、形成効果は第 2 価格入札における公示価格の被験者への影響であり、同調仮説をもとにしているが、本稿の実験は BDM 法によるコンピュータとの相対取引であり、他の被験者からの影響が遮断されることから申し出価格効果という別名をつけた。

⁸ (2) 式のラグの数の選択に際しては、AIC や BIC などの情報基準を用いるのが一般的であるが、本稿では、被説明変数の 1 階の自己相関が強いことと、(2) 式のラグ数を入れ替えて推計した結果、ARDL(1, 0, 1) がもっとも頑健であったことから、ARDL(1, 0, 0) あるいは ARDL(1, 0, 1) を最適な関数形として特定化する。なお、パネルデータを使った価格づけの先行研究では、自己回帰モデルであるにもかかわらず、Tobit モデル (Cox and Grether (1996)) や固定効果モデル (List and Shogren (1999)) が使われている。

GMM)による推計を提案している。階差によって生じる $\Delta p_{i,t-1}^{player}$ と Δu_{it} の相関に対して、外生変数や先決変数を操作変数として用いてバイアスを取り除くという手法である。本稿では被験者の異質性や自己相関を考慮して、Arellano and Bond(1991)の方法に従い、次式をGMMで推計する。

$$\Delta p_{i,t}^{player} = \alpha \Delta a Z_{i,t} + \rho \Delta p_{i,t-1}^{player} + \theta_0 \Delta p_{i,t-1}^{computer} + \theta_1 \Delta p_{i,t-2}^{computer} + \Delta u_{i,t} \quad (3)$$

誤差項 u_{it} に系列相関がなく、説明変数である aZ_{it} 、 $p_{i,t-1}^{computer}$ が弱外生性（説明変数は誤差項の将来の実現値とは無相関である）を満たすと仮定すると、GMM推定量は、次の積率条件を満たす。

$$E[p_{i,t-s}^{player}(u_{i,t} - u_{i,t-1})] = 0, \quad E[p_{i,t-s}^{computer}(u_{i,t} - u_{i,t-1})] = 0$$

GMM推定量はこれらの条件を満たす差分推定量として考えられる。ただし、差分推定量には統計的な欠点がある。説明変数が単位根をもつような場合には、ラグ変数は弱操作変数であり、小サンプルにおける漸近的な差分推定量に影響を与える。つまり、操作変数が弱いと小サンプルで推計された係数にバイアスが生じてその分散が大きくなる。したがって、(3)式の推計の前に各変数の単位根の有無をLevin, Lin and Chu(2002)の検定によって確認する。

一方、推計された係数の異質性が深刻な場合、時間Tが十分に大きくても、推定量は一致性をもたない。そこで、係数の同質性の仮定を緩めた推計方法として、Pesaran, Smith and Im(1996)のMean Group推計(MG)がある。それぞれの被験者ごとに推計して得られる推定量の平均値が一致性を満たすという手法である。本稿では、Pesaran, Shin and Smith(1999)の提案したPooled Mean Group推計(PMG)も行う。PMG推計は、MG推計と固定効果・変量効果モデルの中間をとるもので、切片、短期の係数、誤差項は被験者ごとに異なるが、長期的な係数は被験者間で等しいと仮定するものである。PMG推計は次のような誤差修正モデルとなる。

$$\Delta p_{i,t}^{player} = -(1-\rho) \left[p_{i,t-1}^{player} - \frac{\alpha}{1-\rho} a Z_{i,t} - \frac{\delta}{1-\rho} - \frac{\theta_0 + \theta_1}{1-\rho} p_{i,t-1}^{computer} \right] + \theta_1 \Delta p_{i,t-1}^{computer} + u_{i,t} \quad (4)$$

変数間の関係を長期と短期に分けることによって、過去の価格の今期の価格づけへの影響を、直前の取引の影響と20回の繰り返しという長期的な関係による影響とに分けることができる。さらに、MG推定量とPMG推定量を比較するハウスマン検定によって、長期的なパラメータの同質性の仮定が妥当かどうかについて検証する。ハウスマン検定

における仮説は、帰無仮説 H_0 : 同質である (MG、PMG とともに一致性を満たし、PMG は効率性をもつ)、対立仮説 H_1 : 同質ではない (MG は一致性をもつが、PMG は一致性をもたない) となる。

4.2 取引効果仮説

取引効果仮説とは、取引に対する被験者の選好が価格づけに影響するという仮説である。この仮説は 2 つに分けられる。1 つは取引動機である。被験者が取引の成立そのものに関心がある場合、買い実験ではできるだけ高く、逆に売り実験ではできるだけ安く価格を申し出て、取引の成立を優先させるだろう。取引成立から得られる満足感だけでなく、実験のために取引を成立させなくてはならないという義務感も取引の成立を促す。もう 1 つは利潤動機にもとづくものである。被験者がくじをいくらで手にできたかに関心をもつと想定する。買い実験で取引が成立するのは、被験者の買値がコンピュータの売値を上回った場合である。被験者がくじを購入するためにはつねに買値を売値より高く設定しなくてはならず、コンピュータの提示した価格でくじを入手できるようにしても、売値と買値の差をできるだけ小さくしたいと考えるだろう。売り実験では、取引の不成立で手元に残ったくじが当たることよりも、できるだけ高値でくじを手放して利得を稼ぐ方を好むかもしれない。

前回の取引成立の可否が今回の申し出価格に与える影響をみるため、前回の取引が成立した場合に 1 をとるダミー変数 *lastdeal* を作成する。売り実験で *lastdeal*=1 となるのは $p_{t-1}^{computer} - p_{t-1}^{player} > 0$ 、買い実験では $p_{t-1}^{player} - p_{t-1}^{computer} > 0$ のときである。したがって、被験者が取引成立に関心をもてば、売り実験では p_t^{player} を低くして、買い実験では p_t^{player} を高くする。利潤動機の場合は、前述の差分を縮めたいと考えるので、取引が成立する範囲で売り実験で p_t^{player} が高くなり、買い実験の p_t^{player} は低くなる⁹。このダミー変数 *lastdeal* を説明変数に加えた次式を推計する。

$$p_{t,t}^{player} = \delta + \alpha a Z_{t,t} + \beta lastdeal_{t,t-1} + \varepsilon_t + u_{it} \quad (5)$$

取引動機に従えば、売り実験で $\beta < 0$ 、買い実験で $\beta > 0$ となり、利潤動機に従えば、

⁹ 利潤動機仮説における取引成立のダミー変数は、取引成立時の売りと買いのスプレッドの大きさの代理変数と解釈できる。つまり、取引が成立した時の被験者の申し出価格はコンピュータの価格を必ず上回るため、利潤に敏感な被験者にとって、取引の成立は縮めるべき売り買いのスプレッドが存在することのシグナルとなる。

売り実験で $\beta > 0$ 、買い実験で $\beta < 0$ となる。*lastdeal*は前回の取引における被験者の申し出価格 p_{t-1}^{player} とコンピュータの価格 $p_{t-1}^{computer}$ の比較で算出されているため、*lastdeal*は過去の p_{t-1}^{player} と相関する可能性がある。したがって、*lastdeal* のみを説明変数として固定効果モデル(Fixed Effect Model)で推計する。

4.3 累積利得・当たり効果仮説

累積利得効果は累積利得の価格づけ行動への影響をさす。被験者は取引の成立やくじの当選という印象強さだけでなく、どれだけ利得を得てきたかという損益計算も考慮しているかもしれない。Levy (1994)によれば、所得の増加は被験者を危険愛好的にする。しかし、前回までの利得が十分に大きければ、くじの保有を控えて現状までに累積された利得を維持したい動機が働きうるし、負けがこんで利得が減っていけば、くじを保有して一攫千金を狙う勝負に出るかもしれない。この場合、累積所得の増加はくじの価格づけに負、累積所得の減少は正の影響をもつと予想される。ただし、売り実験の場合、累積利得は単調増加であり、くじの当選かくじの売却で累積利得が増加する。買い実験の場合、累積利得の増加はくじの当たりによってのみもたらされ、くじのはずれは累積利得の減少を意味する。このように、累積利得の増減にはくじの当選結果が含まれており、両者を分離することはできない。くじの当たり効果について考えてみると、前回の取引でくじを保有して当選した場合、被験者のくじの需要は高まり、くじの当選は被験者の申し出価格に正の影響をもつ(Cox and Grether (1996))。しかし、前回の当たりが今回は続かないと予想する、あるいは、手に入れた財が満足なものでなければ、選好を修正して申し出価格を引き下げるかもしれない(Shogren, List and Hayes (2000))¹⁰。したがって、くじの当選の価格づけへの影響は未定といえる¹¹。これらを考慮して、推計された累積利得の係数を累積利得効果と当たり効果のどちらが支配的であったかを示すものとして解釈する。累積利得の増加トレンドを除去すべく、変数の階差をとってベンチマーク・モデルに $acpay_{t-1}$ を挿入した次式を推計する。

¹⁰ これは Loomes, Starmer and Sugden (2003) の市場規律(Market Discipline)仮説に近い。つまり、人々は安定した選好をもっていて、それらの選好を表明するときに誤りを犯すと仮定する。このとき、これらの過ちが損であると判断したときだけ、彼らは振る舞いを修正する。

¹¹ なお、説明変数として前回の取引で保有したくじの当選を表すダミー変数(*lastbonus*)を用いたところ、くじの価格づけに対して有意に負であり、Shogren, List and Hayes (2000) と整合的であった。

$$\Delta p_{i,t}^{player} = \alpha \Delta aZ_{i,t} + \rho \Delta p_{i,t-1}^{player} + \theta_0 \Delta p_{i,t-1}^{computer} + \theta_1 \Delta p_{i,t-2}^{computer} + \beta \Delta acpay_{i,t-1} + \Delta u_{i,t} \quad (6)$$

$\Delta acpay_{i,t-1}$ は累積利得の前期と前々期との差である。累積利得の効果やくじの当たりの負の効果が支配的ならば $\beta < 0$ 、くじの当たりの正の当選効果が支配的ならば $\beta > 0$ になると考えられる。

以上の仮説から予想される符号条件と推計方法をまとめると表3の通りとなる。仮説を検証する前に各変数の時系列的な性質を確認するためにパネルデータの単位根検定を行う。Levin, Lin and Chu (2002) はパネルデータの単位根検定のひとつで、個別効果、時間効果、個体特殊的なトレンドを考慮したモデルであり、変数が非定常であることを帰無仮説、定常であることを対立仮説とする。検定の結果、累積利得 ($acpay$) を除くすべての変数が定常であった。また累積利得の1階の差分 ($\Delta acpay$) は定常であった。したがって、GMM 推計における自己相関の持続性をもたらすバイアスの可能性は低いと考える。

表3 3つの仮説から予想される符号と推計方法

被説明変数: $p_player(t)$			
仮説	変数	買い	売り
1	$p_player(t-1)$, $p_com(t-1)$ 静学的期待 反動予想	+	+
2	$lastdeal$ 取引動機 利潤動機	+	+
3	$acpay$ 危険回避的行動 静学的期待 反動予想	+	+

*いずれもサンプルを全数、有業者、高齢者の3つに区分して推計する。

*GMM: Arellano and Bond (1991) 2step GMM estimator

*MG: Pesaran, Smith and Im (1996) Mean Group Estimator

*PMG: Pesaran, Shin and Smith (1999) Pooled Mean Group Estimator

*FE: Panel Fixed Effect Estimator

5. 推計結果

5.1 申し出価格・取引価格効果仮説の検証

1 期前の被験者の申し出価格およびコンピュータ価格の今期の価格づけへの影響を検証した GMM 推計の結果は表 4 の通りである。くじの期待利得 az は、どの実験・サンプル区分においても正に有意であり、被験者が当選確率を考慮してくじの価格を決めていることを示した。その係数の大きさでは、有業者が 0.74~0.83、高齢者が 0.32~0.36 であり、有業者の方がくじの確率により大きく反応した。

被験者にとって毎回の実験はランダムであり、主観的な確率等価値値を提示することが最適戦略であるにもかかわらず、価格づけ行動が当選確率以外の要素にも影響されている。例えば、買い実験（表 4. A-1）では、過去の被験者の申し出価格 (LDp_player) やコンピュータの価格 ($D1lagp_com$) が正に影響している。これは過去の取引における価格の上昇が今期も見込まれると考える静学的期待を支持している。しかし、売り実験（表 4. A-2）においてはこの関係は確認されず、被験者の過去の価格 (LDp_player) は負に有意であった。これは予想を修正する反動予想を示唆している。

このように過去の被験者の価格の価格づけ行動への影響は売りと買いのポジションによって異なる。とくに、実験における取引価格がつねにコンピュータの価格であるにもかかわらず、買い実験においてのみ、過去の被験者の価格が価格づけに正に影響していることは、被験者が買い実験では自分に、売り実験ではコンピュータに交渉力があると錯覚した可能性を示唆する。この傾向は高齢者に顕著である（表 4. A-1、B-1）。なお、Sargan の過剰識別検定、Arellano and Bond の系列相関のテストはいずれもパスした。

過去の変数の短期的あるいは長期的な関係を分析した MG および PMG 推計の結果は表 5 の通りである。ARDL(1, 0, 1) の推計結果のみ示す。ハウスマン検定の結果をみると、長期的均衡の係数は同質であるとする帰無仮説を棄却している。したがって、係数は個別に推計されるべきであり、PMG 推定量は一致性をもたず、一致性のある MG 推定量の結果を採用する。MG 推定量の誤差修正の項をみると、-0.89 から -1.04 と負の値をとり、その大きさが -2 を下回らないことから、長期的な均衡（動学的な安定性を満たす）にあることがわかる。長期の係数と短期の係数に注目すると、いずれの実験・サンプルにおいても、過去のコンピュータの価格の今期の被験者の価格づけへの影響は、短期で負、長期で正、それらの係数の和では正であることがわかる。つまり、被験者は、短期的には過去のコンピュータの価格からその反動を予想して価格づけするが、長期的には過去の価格の変動に沿って被験者の価格づけも修正していることがわかる。係数の大きさに関

しては、MG 推計は GMM 推計の結果に近く、PMG 推定量より小さい。また PMG 推計で得た調整速度 Φ は MG 推計のそれよりも小さい。これらの結果は Pesaran, Shin and Smith (1999) の応用例と同じ傾向を示した。

表 4 1 期前の被験者の申し出価格およびコンピュータ価格の今期の価格づけへの影響

推計方法: Arellano and Bond 2 step GMM推計
被説明変数: Δp_{player} (被験者の申し出価格)

推計モデル A ARDL(1, 0, 0)

(A 1) 買い実験

説明変数	全サンプル	有業者	高齢者
ΔI_{az}	0.6118 **	0.8205 **	0.3156 **
	0.0124	0.0186	0.0374
ΔI_{p_player}	0.0161 **	0.0316	0.0955 *
	0.0079	0.0207	0.0568
ΔI_{lagp_com}	0.0451 **	0.0341 **	0.0504 **
	0.0050	0.0108	0.0145
定数項	5.2415 **	3.7732 **	7.0739 **
	0.6000	1.3958	2.0545
サンプル数	1134	576	558
Wald chi2	3229.55	2003.15	88.1
Sargan test	61.54	31.34	24.17
AB test (1)	5.53	3.35	4.31
AB test (2)	0.95	0.37	1.01

(A 2) 売り実験

説明変数	全サンプル	有業者	高齢者
ΔI_{az}	0.5716 **	0.7516 **	0.3606 **
	0.0147	0.0351	0.0286
ΔI_{p_player}	-0.0235 **	0.0211	0.0701
	0.0092	0.0307	0.0447
ΔI_{lagp_com}	0.0006	0.0041	0.0243
	0.0053	0.0129	0.0187
定数項	3.4047 **	5.2154 **	0.4805
	0.7537	2.3711	1.7435
サンプル数	1134	576	558
Wald chi2	1533.86	1017.99	180.04
Sargan test	59.03	31.12	28.89
AB test (1)	5.11	3.31	3.63
AB test (2)	1.47	0.38	1.29

推計モデル B ARDL(1, 0, 1)

(B 1) 買い実験

説明変数	全サンプル	有業者	高齢者
ΔI_{az}	0.6122 **	0.8262 **	0.3156 **
	0.0155	0.0249	0.0401
ΔI_{p_player}	0.0136	0.0542	0.1066 **
	0.0113	0.0357	0.0432
ΔI_{lagp_com}	0.0487 **	0.0126	0.0626 **
	0.0060	0.0133	0.0134
ΔI_{lagp_com}	0.0034	0.0214 **	0.0120
	0.0084	0.0101	0.0091
定数項	5.4938 **	3.1117 **	8.5829 **
	0.7713	1.2613	2.8959
サンプル数	1071	544	527
Wald chi2	3575.58	1613.62	130.87
Sargan test	58.37	25.23	22.08
AB test (1)	5.51	3.28	4.52
AB test (2)	0.58	1.11	1.13

(B 2) 売り実験

説明変数	全サンプル	有業者	高齢者
ΔI_{az}	0.5835 **	0.7377 **	0.3428 **
	0.0149	0.0324	0.0270
ΔI_{p_player}	0.0141	0.0096	0.0626
	0.0124	0.0372	0.0534
ΔI_{lagp_com}	0.0208 **	0.0280	0.0349 *
	0.0103	0.0171	0.0212
ΔI_{lagp_com}	0.0517 **	0.0640 **	0.0308 **
	0.0098	0.0185	0.0112
定数項	2.0730 **	4.5053 **	0.8399
	0.7311	1.6944	3.4683
サンプル数	1071	544	527
Wald chi2	1684	1974.44	293.11
Sargan test	60.19	25.72	26.41
AB test (1)	5.14	3.28	3.61
AB test (2)	1.40	0.43	0.93

(注 1) **は有意水準 5%、*は 10%を示す。

(注 2) 説明変数は次の通り。

ΔI_{az} : 期待利得 az の差分, $az(t) - az(t-1)$

ΔI_{p_player} : 被験者の申し出価格の 1 期ラグの差分, $p_player(t-1) - p_player(t-2)$

ΔI_{lagp_com} : コンピュータの価格の差分, $p_computer(t) - p_computer(t-1)$

ΔI_{lagp_com} : コンピュータの価格の 1 期ラグの差分, $p_computer(t-1) - p_computer(t-2)$

(注 3) 検定は次の通り。

Wald chi2: 説明変数の結合有意性の検定 (帰無仮説は変数間の関係はない)

Sargan test: 過剰識別制約に関する検定 (帰無仮説は過剰識別が満たされる)

AB test(1): Arellano and Bond の 1 階の系列相関に関する検定 (帰無仮説は系列相関なし)

AB test(2): Arellano and Bond の 2 階の系列相関に関する検定 (帰無仮説は系列相関なし)

表 5 1 期前の被験者の申し出価格およびコンピュータ価格の今期の価格づけへの影響

推計方法：Pooled Mean Group推計，Mean Group推計 ARDL(1,0,1)

被説明変数： Δp_{player} （被験者の申し出価格）

(1) 買い実験

(1-a) 全サンプル

説明変数	PMG		MG		<i>H-test</i>	
	Coef.	St. Er.	Coef.	St. Er.	h-test	p-val
長期						
aZ	0.896 **	0.017	0.573 **	0.060	32.100	0.000
LAGP	0.022	0.016	0.104 **	0.028	13.410	0.000
			<i>Joint H-test:</i>		40.680	0.000
誤差修正						
Phi	-0.724 **	0.048	-0.966 **	0.029		
短期						
dLAGP	0.028	0.012	-0.023	0.016		
Intercept	-17.913	11.434	-0.357	18.686		
合計						
Com価格	0.050		0.081			

(1-b) 有業者

説明変数	PMG		MG		<i>H-test</i>	
	Coef.	St. Er.	Coef.	St. Er.	h-test	p-val
長期						
aZ	0.941 **	0.020	0.766 **	0.059	9.820	0.000
LAGP	0.006	0.021	0.075 *	0.041	3.660	0.060
			<i>Joint H-test:</i>		14.080	0.000
誤差修正						
Phi	-0.886 **	0.051	-1.040 **	0.027		
短期						
dLAGP	0.029 *	0.015	-0.027	0.026		
Intercept	-10.904	14.922	3.243	21.271		
合計						
Com価格	0.035		0.048			

(1-c) 高齢者

説明変数	PMG		MG		<i>H-test</i>	
	Coef.	St. Er.	Coef.	St. Er.	h-test	p-val
長期						
aZ	0.763 **	0.031	0.353 **	0.091	22.720	0.000
LAGP	0.037	0.029	0.096 **	0.037	6.400	0.010
			<i>Joint H-test:</i>		25.820	0.000
誤差修正						
Phi	-0.600 **	0.068	-0.892 **	0.049		
短期						
dLAGP	0.028	0.020	-0.009	0.019		
Intercept	-11.178	19.051	1.838	29.284		
合計						
Com価格	0.065		0.087			

(2) 売り実験

(2-a) 全サンプル

説明変数	PMG		MG		<i>H-test</i>	
	Coef.	St. Er.	Coef.	St. Er.	h-test	p-val
長期						
aZ	0.893 **	0.015	0.526 **	0.056	46.890	0.000
LAGP	0.021	1.321	0.105 **	0.035	7.510	0.010
			<i>Joint H-test:</i>		47.570	0.000
誤差修正						
Phi	-0.729 **	0.043	-0.971 **	0.030		
短期						
dLAGP	0.001	0.016	-0.061 **	0.019		
Intercept	20.350 **	9.316	5.259	14.224		
合計						
Com価格	0.022		0.054			

(2-b) 有業者

説明変数	PMG		MG		<i>H-test</i>	
	Coef.	St. Er.	Coef.	St. Er.	h-test	p-val
長期						
aZ	0.870 **	0.017	0.698 **	0.066	7.190	0.010
LAGP	0.046 **	0.017	0.118 **	0.043	3.180	0.070
			<i>Joint H-test:</i>		8.710	0.010
誤差修正						
Phi	-0.886 **	0.046	-1.006 **	0.033		
短期						
dLAGP	-0.026	0.021	-0.064 **	0.026		
Intercept	10.671	14.566	0.201	18.743		
合計						
Com価格	0.020		0.052			

(2-c) 高齢者

説明変数	PMG		MG		<i>H-test</i>	
	Coef.	St. Er.	Coef.	St. Er.	h-test	p-val
長期						
aZ	0.742 **	0.029	0.338 **	0.076	33.250	0.000
LAGP	0.042	0.028	0.076	0.063	0.340	0.560
			<i>Joint H-test:</i>		37.700	0.000
誤差修正						
Phi	-0.663 **	0.067	-0.945 **	0.054		
短期						
dLAGP	0.007	0.023	-0.030	0.028		
Intercept	24.551 *	13.753	9.638	21.763		
合計						
Com価格	0.049		0.045			

(注 1) **は有意水準 5%、*は 10%を示す。

(注 2) 説明変数は次の通り。

aZ:期待利得

LAGP: コンピュータの価格の 1 期ラグ, $p_{computer}(t-1)$

Phi: 申し出価格の調整速度

dLAGP: コンピュータの価格の 1 期ラグの差分, $p_{computer}(t-1) - p_{computer}(t-2)$

(注 3) 合計

Com 価格: コンピュータの価格の影響の合計, $LAGP + dLAGP$

(注 4) 検定は次の通り。

H test: Hausman 検定 (帰無仮説は長期的なパラメータは同質であり、MG、PMG ともに一致性を満たし、PMG は効率性をもつ)

Joint H test: 2 つのパラメータの同質性を同時に検定 (帰無仮説は長期的なパラメータは同質である)

5.2 取引効果仮説の検証

1 期前の取引の成立の今期の価格づけへの影響について固定効果モデルで推計した。結果は表 6 の通りである。

前回の取引の成立を表すダミー変数 *lastdeal* の符号は売り実験の全サンプルにおいてのみ正に有意である。しかし、有意ではないものの個々の符号をみると、買い実験では *lastdeal* は負、売り実験では正に被験者の価格づけに影響している。これらの符号は利潤動機仮説と整合的である。取引から得られる利潤をわずかでも増やしたいのであれば、次の取引では売り実験では売値を引き上げ、買い実験では買値を引き下げたろう。つまり、取引の成立は被験者の申し出価格に対して、売り実験で正、買い実験で負に影響するといえ、データは弱いながらもこれを支持した。

5.3 累積利得・当たり効果仮説の検証

累積利得 (*acpay*) の価格づけへの影響に関する推計結果は表 7 の通りとなった。全サンプルにおいて (表 7A-1、A-2)、前回までの累積利得が今回の価格づけに有意に負に影響している。しかし、サンプルを分けると、買い実験において (表 7A-1、B-1) 有業者の累積利得が負に価格づけに影響する一方、高齢者は有意ではないものの正であった。被験者の平均的な利得の変動幅を図 3 でみると、有業者の利得幅はラウンドをおって増加す

表 6 1 期前の取引の成立の今期の価格づけへの影響

推計方法：パネル固定効果 (Panel Fixed Effect) 推計
被説明変数：*p_player* (被験者の申し出価格)

(1) 買い実験

説明変数	全サンプル	有業者	高齢者
<i>aZ</i>	0.5791 **	0.7883 **	0.3693 **
	0.0209	0.0268	0.0296
<i>lastdeal</i>	-11.7072	-25.5889	-6.1046
	12.2867	15.7201	17.4931
定数項	194.6220 **	63.5536 **	330.9733 **
	13.1592	16.4345	19.2271
サンプル数	1197	608	589
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000

(2) 売り実験

説明変数	全サンプル	有業者	高齢者
<i>aZ</i>	0.5444 **	0.7167 **	0.3534 **
	0.0204	0.0274	0.0284
<i>lastdeal</i>	23.3403 *	20.7181	21.8624
	12.5216	16.9781	17.2197
定数項	134.1181 **	74.8224 **	206.5529 **
	14.1935	18.6461	10.2300
サンプル数	1197	608	589
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000

(注 1) **は有意水準 5%、*は 10%を示す。

(注 2) 説明変数は次の通り。

aZ:期待利得

lastdeal:前回取引成立ダミー変数 (前回の試行で取引が成立したときに 1 をとる)

(注 3) 検定は次の通り。

F 検定:説明変数の結合有意性の検定 (帰無仮説は係数は同時にゼロ)

る傾向にあるのに対して、逆に高齢者では減少している。推計結果とあわせて考えると、買い実験での有業者は利得幅の増加によりWTPを抑え、逆に高齢者はその減少によりWTPを高めたといえる。これは累積利得の増加(減少)が危険回避的(愛好的)な行動を促すという仮説に整合的であった。

最後に、表8の通り、MGおよびPMG推計した。推計された統計量が正值定符号でなかったためハウスマン検定ができない。そこでPMG推計とMG推計の両方の結果に注目する。売り実験では、いずれの推計方法においても、累積利得($ACPA$)で有意なものは長期・短期を問わず負であった。しかし、買い実験に関するPMG推計の結果では、長期では累積利得($ACPA$)は負であるが、短期では累積利得の差分($dACPA$)は正に有意であった。このことは累積利得の短期的な増加はくじの需要を高めることを示唆している。つまり、被験者は長期的には累積利得の増加に関して危険回避的に振る舞うが、短期的にはくじを保有するという危険愛好的な性向が高まったといえる。

図3 利得増減のラウンドごとの推移

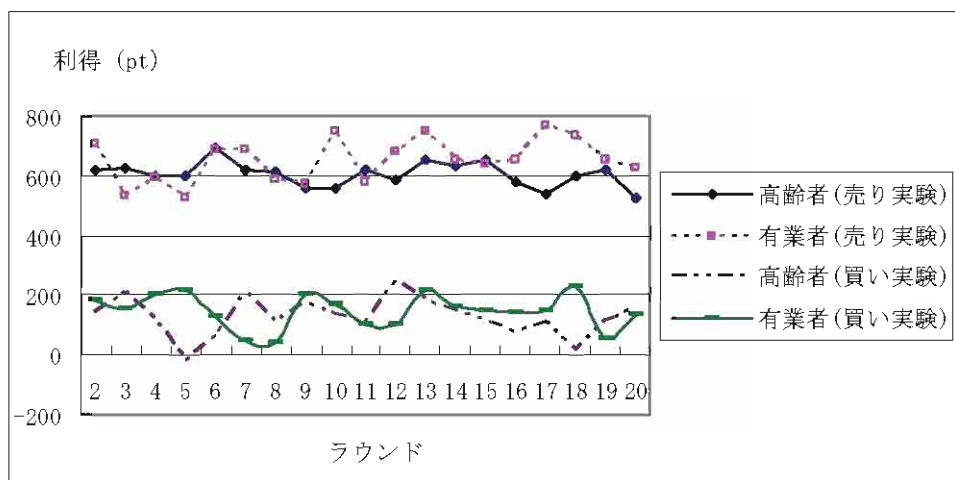


表 7 1 期前の累積利得の今期の価格づけへの影響

推計方法: Arellano and Bond 2 step GMM推計
被説明変数: Δp_player (被験者の申し出価格)

推計モデル A -- ARDL(1, 0, 0)

(A-1) 買い実験

説明変数	全サンプル	有業者	高齢者
<i>D1 az</i>	0.5871 ** 0.0262	0.7943 ** 0.0193	0.3554 ** 0.0347
<i>LD p_player</i>	0.0230 ** 0.0074	-0.0076 0.0172	-0.0525 0.0656
<i>D1 lagp_com</i>	0.0317 ** 0.0054	0.0126 0.0127	0.0372 ** 0.0167
<i>D1 acpay</i>	-0.0371 ** 0.0049	-0.0574 ** 0.0121	0.0161 0.0120
定数項	8.9443 ** 1.1504	14.1363 ** 2.3153	-0.9441 3.1906
サンプル数	1134	576	558
Wald chi2	1029.51	3877.58	237.30
Sargan test	56.83	28.81	24.17
AB test (1)	-5.56	-3.44	-3.73
AB test (2)	1.11	-0.11	0.05

推計モデル B -- ARDL(1, 0, 1)

(B-1) 買い実験

variables	全サンプル	有業者	高齢者
<i>D1 az</i>	0.5922 ** 0.0158	0.8011 ** 0.0260	0.3601 ** 0.0516
<i>LD p_player</i>	0.0283 ** 0.0082	-0.0315 0.0307	0.0800 0.0686
<i>D1 lagp_com</i>	0.0396 ** 0.0061	0.0102 0.0113	0.0504 ** 0.0159
<i>LD lagp_com</i>	-0.0046 0.0051	0.0145 * 0.0083	0.0134 0.0197
<i>D1 acpay</i>	-0.0445 ** 0.0088	-0.0386 ** 0.0120	0.0191 0.0208
定数項	12.0584 ** 1.7142	12.4826 ** 1.6090	1.9847 5.6016
サンプル数	1071	544	527
Wald chi2	1511.43	3139.5	105.68
Sargan test	57.23	25.99	23.13
AB test (1)	-5.57	-3.31	-3.95
AB test (2)	0.84	-0.95	0.93

(A-2) 売り実験

variables	全サンプル	有業者	高齢者
<i>D1 az</i>	0.5642 ** 0.0216	0.7346 ** 0.0311	0.3748 ** 0.0323
<i>LD p_player</i>	-0.0172 * 0.0098	0.0058 0.0346	-0.0924 0.0590
<i>D1 lagp_com</i>	0.0006 0.0108	-0.0155 0.0120	0.0023 0.0211
<i>D1 acpay</i>	-0.0227 ** 0.0080	-0.0044 0.0205	-0.0195 0.0272
定数項	16.8513 ** 5.5312	6.6627 16.1832	15.6112 18.9828
サンプル数	1134	576	558
Wald chi2	1687.97	940.40	144.73
Sargan test	61.86	25.88	24.24
AB test (1)	-5.14	-3.31	-3.57
AB test (2)	1.55	0.53	0.93

(B-2) 売り実験

variables	全サンプル	有業者	高齢者
<i>D1 az</i>	0.5675 ** 0.0170	0.6930 ** 0.0286	0.3345 ** 0.0296
<i>LD p_player</i>	-0.0237 ** 0.0107	-0.0448 0.0309	-0.0540 0.0589
<i>D1 lagp_com</i>	0.0460 ** 0.0092	0.0318 0.0213	0.0482 ** 0.0129
<i>LD lagp_com</i>	0.0487 ** 0.0097	0.0648 ** 0.0213	0.0368 ** 0.0160
<i>D1 acpay</i>	-0.0362 ** 0.0082	-0.0196 0.0268	-0.0286 0.0212
定数項	25.0868 ** 5.7941	16.4800 20.5251	17.9832 15.2142
サンプル数	1071	544	527
Wald chi2	2042.2	3211.04	197.94
Sargan test	60.22	27.15	27.27
AB test (1)	-5.09	-3.22	-3.58
AB test (2)	1.31	0.20	0.92

(注 1) **は有意水準 5%、*は 10%を示す。

(注 2) 説明変数は次の通り。

$D1az$: 期待利得 az の差分, $az(t) - az(t-1)$

$LD p_player$: 被験者の申し出価格の 1 期ラグの差分, $p_player(t-1) - p_player(t-2)$

$D1 lagp_com$: コンピュータの価格の差分, $p_computer(t) - p_computer(t-1)$

$LD lagp_com$: コンピュータの価格の 1 期ラグの差分, $p_computer(t-1) - p_computer(t-2)$

$D1acpay$: 累積利得の差分, $acpay(t) - acpay(t-1)$

(注 3) 検定は次の通り。

Wald chi2: 説明変数の結合有意性の検定 (帰無仮説は変数間の関係はない)

Sargan test: 過剰識別制約に関する検定 (帰無仮説は過剰識別が満たされる)

AB test(1): Arellano and Bond の 1 階の系列相関に関する検定 (帰無仮説は系列相関なし)

AB test(2): Arellano and Bond の 2 階の系列相関に関する検定 (帰無仮説は系列相関なし)

表 8 1 期前の累積利得の今期の価格づけへの影響

推計方法: Pooled Mean Group推計, Mean Group推計 ARDL(1, 0, 1)
被説明変数: Δp_{player} (被験者の申し出価格)

(1) 買い実験

(1-a) 全サンプル

説明変数	PMG		MG		H-test	
	Coef.	St. Er.	Coef.	St. Er.	h-test	p-val
長期						
AZ	0.917 **	0.016	0.587 **	0.060	32.320	0.000
LAGP	0.006	0.016	0.090 **	0.030	3.820	0.000
ACPA	-0.029 **	0.005	-0.033 **	0.015	0.290	0.590
	Joint H-test:				n/a	
誤差修正						
Phi	-0.709 **	0.047	-0.987 **	0.028		
短期						
dACPA	0.035 **	0.012	-0.021	0.018		
Intercept	-15.324	11.266	9.203	21.274		
合計						
累積利得	0.006		-0.054			

(1-b) 有業者

説明変数	PMG		MG		H-test	
	Coef.	St. Er.	Coef.	St. Er.	h-test	p-val
長期						
AZ	0.943 **	0.019	0.793 **	0.060	6.770	0.010
LAGP	-0.006	0.020	0.073	0.045	3.920	0.050
ACPA	-0.018 **	0.006	-0.036	0.024	0.620	0.430
	Joint H-test:				n/a	
誤差修正						
Phi	-0.881 **	0.061	-1.081 **	0.025		
短期						
dACPA	0.034 **	0.014	-0.032	0.028		
Intercept	-10.614	15.243	-7.133	24.883		
合計						
累積利得	0.016		-0.068			

(1-c) 高齢者

説明変数	PMG		MG		H-test	
	Coef.	St. Er.	Coef.	St. Er.	h-test	p-val
長期						
AZ	0.764 **	0.029	0.353 **	0.090	25.730	0.000
LAGP	0.013	0.027	0.065 *	0.038	3.570	0.060
ACPA	-0.041 **	0.008	-0.027	0.022	0.520	0.470
	Joint H-test:				n/a	
誤差修正						
Phi	-0.585 **	0.067	-0.939 **	0.049		
短期						
dACPA	0.037 *	0.020	0.002	0.022		
Intercept	-5.689	16.786	24.810	33.928		
合計						
累積利得	-0.004		-0.025			

(2) 売り実験

(2-a) 全サンプル

説明変数	PMG		MG		H-test	
	Coef.	St. Er.	Coef.	St. Er.	h-test	p-val
長期						
AZ	0.894 **	0.015	0.506 **	0.055	53.080	0.000
LAGP	0.022	0.016	0.124 **	0.036	9.770	0.000
ACPA	-0.003	0.004	-0.024 *	0.014	2.510	0.110
	Joint H-test:				n/a	
誤差修正						
Phi	-0.728 **	0.043	-1.016 **	0.027		
短期						
dACPA	0.001	0.016	-0.060 **	0.020		
Intercept	20.702 **	9.351	0.843	18.694		
合計						
累積利得	-0.002		-0.084			

(2-b) 有業者

説明変数	PMG		MG		H-test	
	Coef.	St. Er.	Coef.	St. Er.	h-test	p-val
長期						
AZ	0.869 **	0.017	0.587 **	0.064	8.660	0.000
LAGP	0.045 **	0.018	0.116 **	0.046	2.740	0.100
ACPA	0.003	0.006	-0.020	0.017	1.990	0.160
	Joint H-test:				n/a	
誤差修正						
Phi	-0.888 **	0.046	-1.042 **	0.029		
短期						
dACPA	-0.025	0.021	-0.062 **	0.028		
Intercept	10.645	14.590	-11.978	28.673		
合計						
累積利得	-0.022		-0.082			

(2-c) 高齢者

説明変数	PMG		MG		H-test	
	Coef.	St. Er.	Coef.	St. Er.	h-test	p-val
長期						
AZ	0.739 **	0.029	0.299 **	0.076	40.070	0.000
LAGP	0.049 *	0.028	0.102	0.064	0.870	0.350
ACPA	-0.013 *	0.008	-0.020	0.015	0.240	0.620
	Joint H-test:				n/a	
誤差修正						
Phi	-0.662 **	0.067	-0.998 **	0.052		
短期						
dACPA	0.005	0.023	-0.053 *	0.031		
Intercept	26.741 *	14.493	8.061	26.075		
合計						
累積利得	-0.008		-0.073			

(注 1) **は有意水準 5%、*は 10%を示す。

(注 2) 説明変数は次の通り。

aZ:期待利得

LAGP: コンピュータの価格の 1 期ラグ, $p_{computer}(t-1)$

ACPA: 累積利得

Phi: 申し出価格の調整速度

dACPA: 累積利得の差分, $acpay(t) - acpay(t-1)$

(注 3) 合計

累積利得: 累積利得の影響の合計, $ACPA + dACPA$

(注 4) 検定は次の通り。

H test: Hausman 検定 (帰無仮説は長期的なパラメータは同質であり、MG、PMG ともに一致性を満たし、PMG は効率性をもつ)

Joint H test: 3 つのパラメータの同質性を同時に検定 (帰無仮説は長期的なパラメータは同質である)

6. 補足的な検討

6.1 危険中立的な行動との比較

前節でみた被験者の価格づけ行動の経済合理性について検討する。くじの当選はランダムであるため、利得最大化行動による最大利得を先見的に知ることはできない。かわりに、被験者の価格づけ行動がくじの期待利得のみに依存(危険中立的に行動)すると仮定した場合の期待利得を計算すると、売り実験の仮想平均利得は 567(実際は 626)、買い実験では 94(135)であり、被験者の属性を問わず、実際の被験者の利得の方が危険中立的な行動を想定した場合の利得よりも大きかった。この差は、被験者がくじの保有から得られる利益だけでなく、くじを手放したり、くじを買わずにお金を保有したりすることによって利得の増加と損失の抑止を図ったために生じたと考えられる。前節でみられた被験者の価格づけ行動は、利得最大化行動の結果として、危険中立的な行動をとると想定した場合よりも利得が大きかったという意味で、被験者は経済合理的な価格づけ行動をとったと解釈できる。

6.2 価格づけの変動幅

価格づけの変動幅と個人属性の関係について検証する。前節の MG 推計によって推計された個々人の当選確率(αZ)の係数、調整速度 Φ 、WTP と WTA の平均値と標準偏差、年齢、教育年数、年収の相関を調べた。その結果、WTA の標準偏差と年齢の相関は有意に負(-0.24)であり、年齢が高いほど価格づけの調整幅が小さかった。WTP と WTA の標準偏差と教育年数・年収には正の相関(0.35~0.65)があり、教育が高く所得が多い人ほど価格づけの調整力が高い。有業者において、当選確率の係数は WTP の標準偏差と WTA の標準偏差にそれぞれ有意に正に相関(0.76、0.45)した。これは、有業者は当選確率の変化への対応が申し出価格の変動の大きさとして表れたことを示す。高齢者の WTA の標準偏差はくじの当選確率の係数と(有意ではないが)負に相関していた。これは当選確率への対応が小さい個人ほど、くじを売るときの価格づけの幅が大きいことを示す。このように、高齢者の当選確率に対するくじの価格調整力は有業者に比べて小さく、売り実験では当選確率の変動幅以上に申し出価格を調整していたことがわかった。

6.3 コミットメントコスト

今回の実験はコンピュータに向かって希望価格を打ち込むという形式であったので、被験者一人一人が設問ごとにどれだけの時間を要したかを把握することができる。これをくじの確率が与えられてから価格づけするまでの計算時間、つまり、コミットメントコストとみなすことができる。買い実験に要した平均時間は、高齢者 14.01 分、有業者 10.57 分、売り実験では、高齢者 16.65 分、有業者 13.29 分であった。高齢者、有業者ともに、売り実験に要した時間のほうが長い。これは買い実験よりも売り実験を先に行ったため、被験者が実験に慣れるのに時間を要したためと考えられる。有業者の方が高齢者よりかかった時間が短く、コミットメントコストが小さいといえる。それぞれの実験における個々人の平均所要時間を母集団として買い時間と売り時間の相関係数を測ると 0.82 であり、売り実験で時間を多く費やした人は買い実験でも時間を費やしていた。さらに被験者をそれぞれの実験の平均時間の上下でグループ分けしてそれぞれの WTP と WTA の平均値を計算した。その結果、平均以上に時間をかけた場合の WTP は 490.3、WTA が 426.3 であり、平均以下の時間をかけた場合の WTP は 455.4、WTA は 490.2 であった。平均以上の時間をかけて買う場合 (WTP) と平均以下の時間をかけて売る場合 (WTA) が高くなっている。これらは相対的にみて高く買う (WTP) とときや安く売る (WTA) ときのコミットメントコストが大きいことを示唆している。

7. インプリケーション

本節では、前節までの分析の現実への応用可能性について紹介する。1 つは、本稿の経済主体と金融市場におけるノイズトレーダーとの関連である。Black (1986) によれば、ノイズトレーダーの存在は市場での取引を活発にするが、ノイズトレーダー自身はその情報のノイズにより損失を被り、またノイズトレーダーが増えるほど価格の効率性が落ちると指摘している。本稿に照らしていえば、有業者に比べて高齢者はくじの確率に反応的でなく、買い実験では自分の過去の価格をより参照しているという点でノイズトレーダーとみなすことができる。Black (1986) の指摘の通り、高齢者の利得は有業者の利得よりも小さく、取引価格もコンピュータの価格との乖離が大きく、効率的な価格が形成されているとはいえない。さらに、DeLong et al (1990) で示された Friedman Conjecture Effect によれば、情報をもったトレーダーに比べて積極的でない限り、ノイズトレーダーはファンダメンタルを知らないために高く買って、安く売る傾向にある

といわれており、実際、本稿の高齢者のサンプルは有業者に比べて、買いの価格が高く、売りの価格が安くなっている(表2参照)。また、高齢者は有業者に比べて価格の調整幅が少なく、コンピュータとの価格差が大きかった。サンプル数の少ないところからの類推ではあるが、取引主体の高齢化が進めば、市場に占めるノイズトレーダーの割合が多くなり、市場価格が効率的な価格から乖離する可能性があるといえる。

もう1つの例は、医療分野におけるWTPの利用である。医療経済の分野では、例えば、新薬の価格づけする際に、患者の症状とそのWTPを仮想的に質問することがあり、WTPが患者の選好を的確に反映しているかが大きな論点のひとつとなっている(Cookson(2003))。高齢化が進むにつれて、高齢者向けの新薬の投入にあわせて高齢者を対象としたWTPの計測の機会が増えてくるだろう。その場合には、本稿で見たように、高齢者のWTPが平均的な価格より高く(表2参照)、価格づけにおいて申し出価格の調整に積極的でないことから(表4参照)、新薬の価格が効率的な価格から乖離したものとなる可能性があると考えられる。

8. 結論

本稿では、高齢者・有業者を対象として、BDM法によるくじの売買取引のデータを用いて、動学的なパネルデータ分析によって価格づけ行動における被験者の経済合理性を検証した。その結果、くじの当選がランダムに決まるにもかかわらず、被験者のくじの価格づけが1つ前の試行の結果に依存することを確認した。この行動は高齢者に顕著であった。売り買いのポジションの違い、取引の成立、累積利得も価格づけ行動に影響した。また、くじの当選確率の変動に対する反応が大きく、所得が高く、教育年数が多い被験者ほど、その申し出価格の調整幅が大きかった。売り買いのポジションや被験者の属性によって被験者が価格づけに費やした時間(コミットメントコスト)が異なることを確認した。

以上の通り、経済主体によってくじの売買取引における価格づけ行動が異なることが明らかにされた。とくに、高齢者は財の性質以外の要因で価格を決定しがちであった¹²。今後、人口における高齢者の比率が高まるなかで、取引のルールが複雑化して、人々が

¹² ただし、この結論は阪大実験にもとづくもので限定的である。例えば、Kovalchik et al(2003)は高齢者と若年者の意思決定には有意な差がなく、むしろ若年者には自己を過信するバイアスがあることを実験によって明らかにしている。

財に対する選好を的確に表明できず、財の性質以外の情報で価格づけを行うようになれば、第7節で議論したように効率的な価格形成を歪める可能性がある。したがって、今後は、Plott and Zeiler (2005)の提案にもあるように、取引における効率的な価格を達成するためには、市場参加者の匿名性を確保して、市場におけるルールと誘引両立的な表明メカニズムを周知徹底する必要があると考える。

参考文献

- 大竹文雄・筒井義郎・池田新介 (2005) 「危険回避度の計測：阪大2004.3 実験」未定稿、淡路島行動経済学コンファレンス提出論文。
- Arellano, M., and S. Bond (1991) "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and An Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies* 58(2), pp. 277-97.
- Becker, G. M., M. H. DeGroot, and J. Marschak (1964) "Measuring Utility by a Single-response Sequential Method," *Behavioral Science* 9, pp. 226-232.
- Black, F. (1986) "Noise," *Journal of Finance* 41(3), pp. 529-543.
- Cookson, R. (2003) "Willingness to Pay Methods in Health Care: A Skeptical View," *Health Economics* 12, pp. 981-994.
- Corrigan, Jay R., and M. C. Rousu (2006) "Posted Price and Bid Affiliation: Evidence from Experimental Auctions," *American Journal of Agricultural Economics* 88(4), pp. 1078-1090.
- Cox, J. C., and D. M. Grether (1996) "The Preference Reversal Phenomenon: Response Mode, Markets and Incentives," *Economic Theory* 7, pp. 381-405.
- DeLong, J. B., A. Shleifer, L. J. Summers, and R. J. Waldman (1990) "Noise Trader Risk in Financial Markets," *Journal of Political Economy* 98(4), pp. 703-738.
- Hanemann, W. M. (1991) "Willingness to Pay and Willingness to Accept: How Much Can They Differ?" *American Economic Review* 81(3), pp. 635-647.
- Horowitz, J. K., and K. E. McConnell (2002) "A Review of WTA/WTP Studies," *Journal of Environmental and Management* 44, pp. 426-447.
- Kahneman, D., J. L. Knetsch, and R. Thaler (1990) "Experimental Tests of the Endowment Effect and the Coase Theorem," *Journal of Political Economy* 98(6), pp. 1325-1348.
- Kahneman, D., and A. Tversky (1979) "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk,"

Econometrica 47(2), pp. 263-291.

- Knetsch, J. L., and J. A. Sinden (1984) "Willingness to Pay and Compensation Demanded: Experimental Evidence of an Unexpected Disparity in Measures of Value," *Quarterly Journal of Economics* 99(3), pp. 507-521.
- Knetsch, J. L., and J. A. Sinden (1987) "The Persistence of Evaluation Disparities," *Quarterly Journal of Economics* 102(3), pp. 691-695.
- Knez, P., V. L. Smith, and A. Williams (1985) "Individual Rationality, Market Rationality, and Value Estimation," *American Economic Review* 75(2), pp. 397-402.
- Kovalchik, S., C. F. Camerer, D. M. Grether, C. R. Plott, and J. M. Allman (2003) "Aging and Decision Making: A Comparison between Neurologically Healthy Elderly and Young Individuals," California Institute of Technology, Division of the Humanities and Social Sciences Working Paper No. 1180.
- Levin, A., C. Lin, and C. J. Chu (2002) "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties," *Journal of Econometrics* 108, pp. 1-24.
- Levy, H. (1994) "Absolute and Relative Risk Aversion: An Experimental Study," *Journal of Risk and Uncertainty* 8(3), pp. 289-307.
- List, J. A., and J. F. Shogren (1999) "Price Information and Bidding Behavior in Repeated Second-Price Auctions," *American Journal of Agricultural Economics* 81, pp. 942-949.
- List, J. A. (2003) "Does Market Experience Eliminate Market Anomalies," *Quarterly Journal of Economics* 118(1), pp. 41-71.
- Loomes, G., C. Starmer, and R. Sugden (2003) "Do Anomalies Disappear in Repeated Markets?" *The Economic Journal* 113, pp. c153-c166.
- Milgrom, P. R., and R. J. Weber (1982) "A Theory of Auctions and Competitive Bidding," *Econometrica* 50(5), pp. 1089-1122.
- Noussair, C., S. Robin, and B. Ruffieux (2004) "Revealing Consumers' Willingness-to-Pay: A Comparison of the BDM Mechanism and the Vickrey Auction," *Journal of Economic Psychology* 25(6), pp. 725-741.
- Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. P. Smith (1999) "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels," *Journal of the American Statistical Association* 94, pp. 621-634.
- Pesaran, M. H., R. P. Smith, and K. S. Im (1996) "Dynamic Linear Models for Heterogenous

- Panels," In *The Econometrics of Panel Data*. (eds.) L. Matyas and P. Sevestre, Kluwer Academic Publishers.
- Plott, C. R., and K. Zeiler (2005) "The Willingness to Pay / Willingness to Accept Gap, the "Endowment Effect" Subject Misconceptions and Experimental Procedures for Eliciting Valuations," *American Economic Review* 95(3), pp. 530-545.
- Shogren, J. F., S. Cho, C. Koo, J. List, C. Park, P. Polo, and R. Wilhelmi (2001) "Auction Mechanisms and the Measurement of WTP and WTA," *Resource and Energy Economics* 23, pp. 97-109.
- Shogren, J. F., J. A. List, and D. J. Hayes (2000) "Preference Learning in Consecutive Experimental Auctions," *American Journal of Agricultural Economics* 82(4), pp. 1016-1021.
- Shogren, J. F., S. Y. Shin, D. J. Hayes, and J. B. Kliebenstein (1994) "Resolving Differences in Willingness to Pay and Willingness to Accept," *American Economic Review* 84(1), pp. 254-270.
- Vickrey, W. (1961) "Counter Speculation, Auctions and Competitive Sealed Tenders," *Journal of Finance* 16, pp. 8-37.
- Zhao, J., and C. L. Kling (2001) "A New Explanation for the WTP/WT A Disparity," *Economics Letters* 73, pp. 293-300.