

			<p>さまざまな記録も有り。 最初のケースの記録のほか、学力検査(一般、読み方、算術)、知能検査、ロールシャッハ検査結果、精神分析臨床のインタビュー要約などが利用可能な心理的データもあり。 さらに、時間Ⅱの453人の非行者および時間Ⅲの436人の非行者のデータも利用可。研究から除外された175人の非行者の様々なデータもあり。</p>		
薬物濫用治療効果	<p>Drug Abuse Treatment Outcome Study--Adolescent (DATOS-A), 1993-1995: [United States][ICPSR 3404] http://webapp.icpsr.umich.edu/cocoon/ICPSR-STUDY/03404.xml 「薬物濫用治療結果研究—青年(DATOS-A)」 3年間・1、3、6ヶ月、12ヶ月後・計4回</p>	<p>DATOS-Aは、治療に入った青年の、複数の地域ベースの予測的長期的研究。 青年の特徴、青年プログラムにおける薬物乱用治療の構造及び方法、そしてこれらの要因と治療結果との関係を調べ、薬物治療の効果を評価する。 研究に含まれるプログラムは3つの主要なものは、化学的依存または短期的入院(STI)、治療のための居住施設(RES)、外来(ODF)。 調査では、摂取、治療内容、フォローアップではDATOS成人研究(ICPSR2258)質問票を、青年用に修正したもの。</p>	<p>開始時調査：治療を開始した患者に、開始時、一週間後に調査。薬物使用と違法な掛かり合いなどの行動に関するベースライン・データを入手するためにデザインされた。背後事情や人口統計学的特徴、教育、専門的トレーニング、精神健康状態、雇用、収入と支出、薬物及びアルコール依存、健康、信仰心と自己認識、そして治療に対する熱意と快諾に関する情報。 1、3、6ヶ月の治療中での調査：治療利用、治療の経験、そして精神的機能について。 12ヶ月の治療後追跡調査：は、以前の調査項目ならびに治療後の状態について。8部はDSM-III-Rに基づくデータ。9部：12ヶ月後の尿検査。多数の薬物について調査。使われた薬物、頻度、そして投薬方法も調査。12ヶ月の追跡では、無作為で25パーセントの回答者が尿サンプルを提供。合計464人の回答者。適当な尿の標本は417人から得られ、結果は362人の回答者分得られ、NIDAで保障された研究室で分析された。</p>	<p>1993 - 1995年。米国において選ばれた薬物治療プログラムに入ったクライアント。米国の異なるセクションに位置する6つの都市。 6つの都市は確立された治療制度を有する中・大都市圏でDATOS成人研究(ICPSR 2258)のサイトの一部。 治療プログラムは、意図的に抽出。(1)成人群とは区別して青年群を治療するプログラム、(2)少なくとも毎月5人の患者入会を見積もるプログラムがある所。 37のプログラムが研究に参加。回答者は1993-1995年に治療をはじめた者から抽出。 74パーセントが男性、24パーセントが黒人、21パーセントがヒスパニック系、平均年齢15歳-16歳、平均教育9年間。半分以上は少年法または刑法の違反等があり、3分の2は以前に薬物治療の経験はなく、主な薬物使用のパターンは週ごとまたは日ごとのマリファナの使用、またはは</p>	<p>開始時3,382人参加。2974人が追跡調査に選ばれる。 (治療中調査：1ヶ月2,258人、3ヶ月1,120人) 追跡調査：65.9パーセント (n=1,960)は場所が確認され、60パーセント (n=1,785)が参加。5パーセント(n=14)は死亡した。そして5.4パーセント(n=161)は参加拒否。</p>

3	薬物・住宅開発	Drugs and Police Response: Survey of Public Housing Residents in Denver, Colorado, 1989-1990 [ICPSR 6482] http://webapp.icpsr.umich.edu/ccocon/ICPSR-STUDY/06482.xml	これらの住宅開発地域において、過去六ヶ月に起きた出来事について。その開発プログラムの効果を計るために、3時点での調査。		アルコールとの併用。 デンバーの Quigg Newton と Curtis Park 住宅開発地域の世帯。	751 世帯中、1 波では 5 世帯、そのうち、2 波では 422 世帯、3 波では 423 世帯。3 波すべて答えたのは 283 人。
0	5	コロラド州デンバー / 2 年間・3 回				
3	0	6	Effects of Determinant Sentencing on Institutional Climate and Prison Administration: Connecticut, Minnesota, Illinois, 1981-1983 [ICPSR 8278] http://webapp.icpsr.umich.edu/ccocon/ICPSR-STUDY/08278.xml	刑の決定が、刑務所の雰囲気と管理にどのような影響があるかを調べる。	調査期間中の 5 つの刑務所の囚人を無作為抽出。	1 波 781 人、2 波 776 人、3 波 716 人。 3 波では 26 人を追加。
3	0	7	コネチケット、ミネソタ、イリノイ州 / 3 年間 / 3 回 Evaluation of the Gang Resistance Education and Training (GREAT) Program in the United States, 1995-1999 [ICPSR 3337] http://webapp.icpsr.umich.edu/ccocon/ICPSR-STUDY/03337.xml	この研究は、5 つの異なるグループを調査することでギャング・レジスタンス教育及びトレーニング (GREAT) プログラムの効果を評価。クロス・セクショナル・デザインにおける生徒たち (パート 1)、法執行員 (パート 2)、教育者 (パート 3)、両親 (パート 4)、そして学生のパネル調査 (パート 5)。	パート 5:6 年と 7 年生の生徒。GREAT プログラムが行われている 6 つの選ばれた都市の何れかにおける。 パート 5 のために、(1) 実行可能な GREAT プログラムの存在、(2) 地理学的多様性、(3) 学区と現場における警察の協力があるという条件を満たした 6 都市が選択。フィラデルフィア・ペンシルバニア、ポートランド・オレゴン、フェニックス・アリゾナ、オマハ	パート 5: 事前及び事後テストの調査完了率は、それぞれ 87% と 80% であった。 追跡調査 1、2、3、4 年の回収率 86%、76%、69%、67%。
3	0	7	「米国におけるギャング・レジスタンス教育及びトレーニング (GREAT) プログラムの評価」	GREAT に参加している者たちと、参加していない者たちに分けた。 両グループの学生たちは犯罪やギャングへの掛かり合いの危険性は同じ。 テストの前と後でのデータ収集の間における親の同意を認めて、特に両親に禁じられない限り含まれた。GREAT プログラムの 2 週間前と完了後の 2 週間後に行われた。続く 4 回の調査には、親の書面による同意を必要とした。積極的同意のプロセスの結果は、全体で、最初のサンプルの 67 パーセント。 学校年度の始まりに、全ての参加するクラ		

	アメリカでGreatに参加している都市の生徒／5年間・4回		スから、名簿を得た。引越しやその他の理由で登録を失った個人の名前を含んでいた。リストにはないが出席している生徒は加えられた。 プリテースト：1995年の春に、6年と7年生。追跡調査：年毎に1996年から1999年まで同じサンプルの学生。	とリンカン・ネブラスカ、ラスクルーズ・ニューメキシコ。パート5のサンプルは、22校、153教室、3500人の生徒。1995-1999。		1999年と2000年におけるサンフランシスコ警察署の全ての警官。 パート1：自記式調査。 パート2：パトロール警官が観察調査に参加。 サンフランシスコ警察署の1,091人のうち、819人が、調査と観察活動に参加。	パート1とパート2：国家と連邦政府データベースへのアクセスの重要性、犯罪パターンの詳細な分析、犯罪ホットスポットの地図、コミュニケーションでの出来事についての情報。報告書作成の時間短縮、パトロール時間の延長、適応性のあるテクノロジ、正確なテクノロジ、わかりやすい技術、信頼できる技術に対する警察官の態度。 その他の質問：コミュニケーションベースの警察業務、犯罪問題に対する革新的な解決策の使用、公衆とのコミュニケーション、他の警察官とのチームワーク、コミュニケーションの力量に対する知識、地域ベースの警察への要求から来るプレッシャー、トレーニング量、地域ベースの警察業務の利点など。パーソナル・コンピューターをかつて使用したことがあるかどうか、何の目的のために、そしてかつてコンピューターの公式の訓練を受けたことがあるか尋ねられた。 パート1とパート2：年齢、SFPDでの雇用期間、教育レベル、居住郡、性別、民族的アイデンティティ。パート2：観察によるデータ収集：報告書作成、コンピューターで、署で、現場で、サービスへの呼び出し、パトロール、裁判所、そして市民と話している時間など。	1995年、問題解決と地域のための活動に参加する警察官の作業負担を減らす努力において、サンフランシスコ警察署は地域のための警察サービス(COPS) 効果的警察官再配備(MORE) 助成金により、モバイル・コンピューティング・ターミナル(MCTS)、ラップトップ・コンピューターを日々の業務に取り入れることをめざす活動をはじめた。 科学技術的介入の効果、作戦上の効率、サービスの質、コンピューターを使った事件報告のためのMCTの使用を仕事に取り入れることに関する警察官の態度や行動を調査。	フェニックスの25の部署において、1995-1996年にかけて、ポリスアカデミーの14の授業
3	0	8	警官ト	パート1の観察：163人がタイム1、205人がタイム2、そして451人がタイム3。 パート2：819人のうち463人が観察活動に参加した。96人がタイム1、185人がタイム2、そして182人がタイム3	1999年と2000年におけるサンフランシスコ警察署の全ての警官。 パート1：自記式調査。 パート2：パトロール警官が観察調査に参加。 サンフランシスコ警察署の1,091人のうち、819人が、調査と観察活動に参加。	パート1とパート2：国家と連邦政府データベースへのアクセスの重要性、犯罪パターンの詳細な分析、犯罪ホットスポットの地図、コミュニケーションでの出来事についての情報。報告書作成の時間短縮、パトロール時間の延長、適応性のあるテクノロジ、正確なテクノロジ、わかりやすい技術、信頼できる技術に対する警察官の態度。 その他の質問：コミュニケーションベースの警察業務、犯罪問題に対する革新的な解決策の使用、公衆とのコミュニケーション、他の警察官とのチームワーク、コミュニケーションの力量に対する知識、地域ベースの警察への要求から来るプレッシャー、トレーニング量、地域ベースの警察業務の利点など。パーソナル・コンピューターをかつて使用したことがあるかどうか、何の目的のために、そしてかつてコンピューターの公式の訓練を受けたことがあるか尋ねられた。 パート1とパート2：年齢、SFPDでの雇用期間、教育レベル、居住郡、性別、民族的アイデンティティ。パート2：観察によるデータ収集：報告書作成、コンピューターで、署で、現場で、サービスへの呼び出し、パトロール、裁判所、そして市民と話している時間など。	1995年、問題解決と地域のための活動に参加する警察官の作業負担を減らす努力において、サンフランシスコ警察署は地域のための警察サービス(COPS) 効果的警察官再配備(MORE) 助成金により、モバイル・コンピューティング・ターミナル(MCTS)、ラップトップ・コンピューターを日々の業務に取り入れることをめざす活動をはじめた。 科学技術的介入の効果、作戦上の効率、サービスの質、コンピューターを使った事件報告のためのMCTの使用を仕事に取り入れることに関する警察官の態度や行動を調査。	フェニックスの25の部署において、1995-1996年にかけて、ポリスアカデミーの14の授業	
3	Impact of Community Policing Training and Program Implementation on Police	警官に対するフェニックス地域トレーニングプログラムの効果をみる。	仕事への満足感、地域型・問題解決型・伝統型取り締まり法について、警官の役割、地域との関係、文化の多様性の考慮など、仕	フェニックスの25の部署において、1995-1996年にかけて、ポリスアカデミーの14の授業					

0	Personnel in Arizona, 1995-1998 [ICPSR 3789] http://webapp.icpsr.umich.edu/cocoon/ICPSR-STUDY/03789.xml		事の様々なことに対する警官の意識や考え。	を受けた 446 人	
9	アリゾナ州・フェニックス / 3 年・4 回				
3	Longitudinal Evaluation of Chicago's Community Policing Program, 1993-2001 [ICPSR 3335] http://webapp.icpsr.umich.edu/cocoon/ICPSR-STUDY/03335.xml	シカゴの警察の長期的組織変革（地域取り締まり法への移行）を評価する。組織変革は、抜本的な企画であった。	住民と地域の関係、地域に対する帰属意識、満足感、犯罪防止プログラムなどへの参加、それらの知識、安全と感じるかどうか、犯罪被害の経験、警察の評価、属性など。	住民のパネルデータ調査では、1993年、1994年の調査。（プロジェクトの一部。住民調査は、その一部。）	住民パネル調査の回収率 1993年 60% 1994年 58.8% 1995年 74% 1996年 65% 1997年 44.2%、1998年 41% 1999年 42.7% and 2001年 42%
1	イリノイ州・シカゴ / 9 年・9 回				
0					
3	Modeling the Crime Reduction Effects and Economic Benefits of Drug Abuse Treatment, 1979-1981: [United States] [ICPSR 9991] http://webapp.icpsr.umich.edu/cocoon/ICPSR-STUDY/09991.xml	1979年から1981年の間に米国の10の都市において41の治療プログラムに収容された11,000人以上の薬物使用者に関するデータにもとづく調査。それぞれのデータ収集の波において、選ばれたTOPS治療プログラムと接触のあった全てのクライアントは、治療開始時のインタビューに参加。一部のサンプルは1ヶ月と3ヶ月の間隔で治療中調査に参加。追跡調査：治療後1年と2年後、または、治療後3年から5年後。	犯罪を減らすことにおける薬物治療の効果、刑事司法制度上何らかの経験のある人とそうでない人の薬物治療中の犯罪行動の違い、薬物治療以前、中、後のクライアントの犯罪活動の経済的損害について。Treatment Outcome Prospective Study (TOPS) から引き出された二次的データを使用した。	米国における全ての薬物治療クライアント 10都市と41治療プログラム地区が故意に選ばれた。(1) ある種の薬物問題を抱える大都市及び中都市地域を代表する、(2) 全ての主な治療モデルリテーターを提供するプログラムを包含する (3) 治療に効果的なアプローチであると信じられているものを代表する。TOPS に紹介されなかった、Street Crimes Programs (TASC) に代わるある治療代案クライアントも治療開始時調査を受けた。	*第1抽出単位—治療方式、全3つのコホート。第2抽出：1979年のコホートに対する層は、time-in-programによる治療プログラム。1980年と1981年のコホート・サンプルに対しては、治療プログラム。個別面接。
1	「薬物乱用治療の犯罪減少効果と経済的利益の形成、1979-1981」				
1	10 都市 / 3 年間・5 回。				

			<p>写、回答者の活動の結果としての犯罪のコメントの評価)。 補足的コスト分析データパート3・補足的追跡データ。1981年コホートにおける全ての回答者。薬物治療クライアントの治療後3年から5年の犯罪的活動、これらのコスト治療開始時調査の全サンプル・パート4：TOPS 研究における全てのサンプルに対して。人口統計学的属性及び背景、薬物治療センターに入ることについて、生活計画、アルコール及び薬物使用、薬物治療経歴、不法活動、雇用、収入と支出。</p>	<p>化抽出。追跡調査に選ばれた。外来による治療、住み込みの方式の1つに割り当てられ、開始時調査に参加した全てのTASCクライアントも、追跡。 *</p>	
3	<p>Modern Policing and the Control of Illegal Drugs: Testing New Strategies in Oakland, California, and Birmingham, Alabama, 1987-1989 [ICPSR 9962] http://webapp.icpsr.umich.edu/ocoon/ICPSR-STUDY/09962.x a</p>	<p>不法薬物の現代的取り締まり方法と管理の方法の効果を調査。カリフォルニア州オークランドと、アラバマ州バーミングハムにおいて、新しいプログラムの効果を図る。専門的な取り締まりモデルのどちらが効率よいかを調べる。</p>	<p>1波は、実験的な対処的治療を導入する前に実施。次は導入後に意識をたずねる。</p>	<p>センサスプロックの地図を使い、歩いてサンプリングフレームを決める。18歳以上。</p>	<p>オークランド 58%、787人、2波回収率64%。 バーミングハム 84%、580人、2波回収率75%。</p>
3	<p>National Treatment Improvement Evaluation Study (NTIES), 1992-1997 ICPSR 2884] http://webapp.icpsr.umich.edu/ocoon/ICPSR-STUDY/02884.x a</p>	<p>薬物やアルコール依存症の治療 Substace Abuse and Mental Health Services Administration (SAMHSA), Center for Substance Abuse Treatment (CSAT)などの公的支援を受けた治療プログラム効果の効果を調べるために、政府の指示による調査。</p>	<p>薬物濫用と飲酒について、身体的、精神的健康、犯罪、社会的活動、仕事について。回答者の半分（無作為）は、尿検査も実施。</p>	<p>Service delivery unit (SDU)698のユニットから、82を抽出。78 ユニットの患者が含まれる。患者は治療開始時、終了時、その12ヶ月後に調査。</p>	<p>ユニットの回収率は95%。患者、85%。開始時6593人、終わった後5274人、1年後5388人。</p>
3	<p>全米 / 6年間・3回</p>	<p>(United States Department of Health and Human Services.</p>			

		Substance Abuse and Mental Health Services Administration. Center for Substance Abuse Treatment)		
若者・非行リスク	Screening of Youth at Risk for Delinquency in Oregon, 1980-1985 [ICPSR 9312] http://webapp.icpsr.umich.edu/cocoon/ICPSR-STUDY/09312.xml	幼い年齢における反社会的行動や公式に記録された非行のために危険性があるとみなされた若者に関する研究 1980年4, 7, 10年生の245人の少年のサンプルを (パート1) と1985年 (パート2) に追跡。Gatings という2つのスケリニングが将来の非行を予測するために用いられた。第1の手続きである triple gating は、学校での能力に対する教師の評価、家庭での反社会的行動に関する母親の報告、そして親の監視に基づいていた。第2の手続きである double gating は教師の評価と母親の報告だけを使用した。	少年の家族、学校、そして犯罪的背景に関して。自立と成績、家族の犯罪性、家庭での品行問題、学校崩壊、学校の権威主義、親の衝突、自己報告の非行、仲間間の非行、そして薬物及びアルコールの使用。	研究の全ての phase に自発的に参加した300もの家族のサンプルから選ばれた。4, 7, 10年生の男性。1980年及び1985年。
3				タイム1では245人、タイム2では188人。
1	「オレゴン州における非行に随る危険性の若者審査、1980年-1985年」			
4	オレゴン州 / 4,710 年生男子 / 5年後			
精神安定剤の影響	Social Effects of Minor Tranquilizer Use: Detroit, 1981 [ICPSR 8415] http://webapp.icpsr.umich.edu/cocoon/ICPSR-STUDY/08415.xml	精神的健康状態に関連した社会心理学的事項に対するジアゼパム (バリウム) 使用の影響を調査。	ストレス、対処、知覚パフォーマンンス、生活の質など。最近ジアゼパムを処方された人々とジアゼパムの不使用者を6週間の間隔で4回インタビュー。回答者にとって重要な人、職場の重要な他の人からも、回答を得た。	784 ケース フェーズ1の参加者の85%がフェーズ4まで継続。個別面接。
3				
1				
5	「未成年の精神安定剤使用の社会的影響：デトロイト、1981年」			
	デトロイト / 18 歳以上 / 6 週間置き・4 回			
3	Study to Understand Prognoses and Preferences for Outcomes	SUPPORT と HELP プロジェクトの目的は、患者が死期近く	SUPPORT のフェーズ1は、1989年から1991年の間に受け入れた患者について、危	SUPPORT: 重い病気の進んだ状態で合衆国の病院に受け入

1	<p>治療システム</p> <p>and Risks of Treatment (SUPPORT) and Hospitalized Elderly Longitudinal Project (HELP), 1989-1997 [ICPSR 2957] http://webapp.icpsr.umich.edu/cocoon/ICPSR-STUDY/02957.x</p>	<p>に経験する意志決定の機会喪失に関しての国民の懸念に応え、機械的で、痛ましい死への過程を減らすため、意思決定を改善すること。 SUPPORTは2年間の観察研究(フェーズ1)とそれに続く2年間の臨床的試験(フェーズ2)からなる。</p>	<p>篤な病状の患者の間において、介護、治療の選択、そして意思決定のパターンの特性を記述。篤な病状の患者の介護を改善する介入方策を案出し、患者の予後と機能予測する統計的モデルの構築のための過程ともなった。 SUPPORTのフェーズ2:1992年から1994年の間に受け入れた患者については、機能の見直し、6ヶ月の生存可能性、患者の死期の介護に関する情報を医師に提供。患者の選択を導き出し、予後を提供し、理解を高め、緩和的介護を可能にし、そして事前計画を助長するために熟練した看護人を提供。 介入によりコミュニケーションを円滑にし、蘇生に反対の指示を早める、患者が望まない状態に費やす時間を減らす(ICU、呼吸器、昏睡など)、患者の介護への選択に対する医師の理解を促し、患者の痛みを減らし、そして病院の資源使用を減らすと予想された。 両フェーズ:患者、彼らの代理、そして医師たちに対して行われた質問表調査と、臨床記録、決定に関する情報。 フェーズ2では介入の実行に関する情報。看護師の業務日誌。*</p>	<p>れられた危険状態の80歳以上の患者。 SUPPORT:5つの合衆国の医療センターにおける9つの疾病(急性呼吸機能不全、慢性閉塞性肺疾病、昏睡、結腸癌、肺がん、悪性腫瘍を伴う複合的臓器システム不全、敗血症を伴う複合的臓器システム不全)の全ての患者。 SUPPORTのフェーズ1:1989年6月12日から1991年6月11日に入院した4,301人。 フェーズ2:患者が1992年1月7日~1994年1月24日に入院した4,804人。 HELP:1993年1月21日から1993年11月21日に4つの合衆国の病院に入院した1,176人の80歳以上の患者の無作為のサンプル。 その他、疾病によっては特別の条件あり。 SUPPORTへ受け入れられた全ての患者は、自動的にHELPプロジェクトへ参加。結果として、90人のSUPPORT患者たちがHELPにも登録された。合計1,266人がHELP患者となった。</p>	<p>*SUPPORTの患者たちは、6ヶ月間追跡された。6ヶ月間後も生存していた者や追跡不可能となった者は1997年度の死亡を確認するために、National Death Indexと照らし合わされた。 HELP研究は、SUPPORTのフェーズ2と同時1993年に行われた。80歳以上の入院中の患者のケア、治療の選択、意思決定のパターンの特性を描写。初期の入院患者の死亡率と機能状態に関するモデル適合を試みるためにも使用。 HELPの患者たちは、12ヶ月間追跡。12ヶ月間後も生存していた者や追跡不可能となった者は1997年度の死亡を確認するために、National Death Indexと照らし合わされた。</p>
6	<p>治療システム</p>	<p>に経験する意志決定の機会喪失に関しての国民の懸念に応え、機械的で、痛ましい死への過程を減らすため、意思決定を改善すること。 SUPPORTは2年間の観察研究(フェーズ1)とそれに続く2年間の臨床的試験(フェーズ2)からなる。</p>	<p>篤な病状の患者の間において、介護、治療の選択、そして意思決定のパターンの特性を記述。篤な病状の患者の介護を改善する介入方策を案出し、患者の予後と機能予測する統計的モデルの構築のための過程ともなった。 SUPPORTのフェーズ2:1992年から1994年の間に受け入れた患者については、機能の見直し、6ヶ月の生存可能性、患者の死期の介護に関する情報を医師に提供。患者の選択を導き出し、予後を提供し、理解を高め、緩和的介護を可能にし、そして事前計画を助長するために熟練した看護人を提供。 介入によりコミュニケーションを円滑にし、蘇生に反対の指示を早める、患者が望まない状態に費やす時間を減らす(ICU、呼吸器、昏睡など)、患者の介護への選択に対する医師の理解を促し、患者の痛みを減らし、そして病院の資源使用を減らすと予想された。 両フェーズ:患者、彼らの代理、そして医師たちに対して行われた質問表調査と、臨床記録、決定に関する情報。 フェーズ2では介入の実行に関する情報。看護師の業務日誌。*</p>	<p>れられた危険状態の80歳以上の患者。 SUPPORT:5つの合衆国の医療センターにおける9つの疾病(急性呼吸機能不全、慢性閉塞性肺疾病、昏睡、結腸癌、肺がん、悪性腫瘍を伴う複合的臓器システム不全、敗血症を伴う複合的臓器システム不全)の全ての患者。 SUPPORTのフェーズ1:1989年6月12日から1991年6月11日に入院した4,301人。 フェーズ2:患者が1992年1月7日~1994年1月24日に入院した4,804人。 HELP:1993年1月21日から1993年11月21日に4つの合衆国の病院に入院した1,176人の80歳以上の患者の無作為のサンプル。 その他、疾病によっては特別の条件あり。 SUPPORTへ受け入れられた全ての患者は、自動的にHELPプロジェクトへ参加。結果として、90人のSUPPORT患者たちがHELPにも登録された。合計1,266人がHELP患者となった。</p>	<p>*SUPPORTの患者たちは、6ヶ月間追跡された。6ヶ月間後も生存していた者や追跡不可能となった者は1997年度の死亡を確認するために、National Death Indexと照らし合わされた。 HELP研究は、SUPPORTのフェーズ2と同時1993年に行われた。80歳以上の入院中の患者のケア、治療の選択、意思決定のパターンの特性を描写。初期の入院患者の死亡率と機能状態に関するモデル適合を試みるためにも使用。 HELPの患者たちは、12ヶ月間追跡。12ヶ月間後も生存していた者や追跡不可能となった者は1997年度の死亡を確認するために、National Death Indexと照らし合わされた。</p>

3	矯正施設・女性	Women's Reformatory Study (ds895) 「女性矯正施設研究」	女性受刑者の生活をいくつかのレベルで研究。受刑者からの過去、思春期、成人してからのバックグラウンドを、身体的・心理的・社会的特長から調査。 矯正施設における経験が退所後の職場や家庭への適応や、再犯防止に果たしている影響。	500人の女性の個人・家庭・矯正・仮出所などの過去の経歴が、矯正院と、仮出所記録、本人・親戚・知人・雇用者などのインタビューから集められ、矯正処置の全般的な効果を判定するために研究された。 個人史、家族史、感化院史、仮釈放史、フォロワーシップ史に関する変数が検討された。	集められたデータは、入所終了後5年間と、仮釈放期間終了までの時間に関する情報。	500人の女性
3	若者・逸脱	Youths and Deterrence: Columbia, South Carolina, 1979-1981 [ICPSR 8255] http://webapp.icpsr.umich.edu/cocon/ICPSR-STUDY/08255.xml	若者の逸脱行為に関する調査。	サウスカロライナ州コロンビアの高校生に相当する年齢の人の調査。 9つの高校において、3年連続。1979-1981	サウスカロライナ州の9つの高校	3,882人
1				人口的・社会経済的屬性、教育達成希望、目標とする職業、仲間との活動。		
8		「若者と抑制：サウスカロライナ州コロンビア、1979-1981」 サウスカロライナ州／10年生 ／11年生／12年生		犯罪、警察に捕まった回数、逸脱に対する意識、罰をうけるかどうかの認識		

2 パネル調査の統計分析モデルと応用例：イベントヒストリー分析

山口一男 著「イベントヒストリー分析(1)-(15)」
『統計』52(9)-53(11) (2002-2003)

鎌田 健司

1. イベントヒストリー分析 (event-history analysis) とは

あるイベントを 2 次データにおいて分析しようとする際、横断調査では調査時点におけるイベントが生じたかどうかとそれに付随する属性しか基本的にはわからない。「基本的に」と断わりを入れたのは、横断調査においても結婚や離婚などのイベントを回顧的 (retrospective) に発生時点を問うということが一般的になっているからである。しかし、そのような特定のイベントの発生時点がわかったとしても、そのイベントが調査対象者にとってどのようなタイミングにおいて起きたのかを知ることは難しい。縦断調査では同一の対象者を継続的に調査することで、イベントの生起をほぼ時間経過とともに捉えることができ、イベントの発生タイミングについての情報も得ることができる。イベントヒストリー分析は以上のような縦断調査における利点を活かすことのできる有力な分析手法として知られている。イベントヒストリー分析は「確率過程と回帰分析を結びつけたもの」(山口 2002[1])であり、イベントの生起確率とタイミングの両方を考慮した多変量解析である。イベントヒストリー分析は生存分析 (survival analysis)、ハザードモデル (hazard model) などとも呼ばれる。

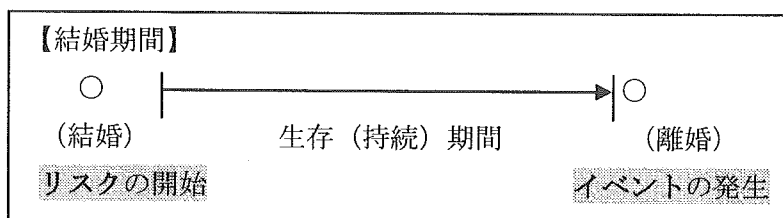
本稿では、イベントヒストリーに関する過去の文献のレビューを中心にイベントヒストリー分析に使用するデータの作成法やパネルデータを用いる場合の留意点などを提示する。

ここで、イベント (event) を「いつ起こった時間 (年月や年齢) を特定できる個人の地位や属性、状態の変化」(山口 2002[1]) とし、具体的には結婚、離婚、死亡、就職、離職、転職、移動などのライフイベントのことを指す。例えば離婚をイベントとするとき (図 1)、離婚というイベントは結婚というイベントを前提として起こるため、結婚の生起をもって離婚が発生するリスクが開始すると考える。そして結婚時点から離婚が発生するまでの期間を生存期間もしくは持続期間として捉え、イベントが生起するまでの期間を考慮に入れる。イベントヒストリー分析では、イベントが生起するかどうかという情報のほかに、任意に設定された観察期間内においてリスク (risk) 開始からイベント発生までの生存 (持続) 期間 (survival time) を考慮に入れて時間経過とイベントの生起するタイミングを分析に取り入れることができる分析手法である (大橋・浜田 1995)。

イベントには、転職、結婚など繰り返し起こるものと、1つのイベントにいくつかの要因が考えられる多義的なイベントが存在し、繰り返しイベントを用いる場合 multiple

duration model といい、多義的イベントを用いる場合 competing risks model という (Allison 1984)。多くの事象は繰り返しイベントであるため、イベントの定義づけを明確にすることでより最適なモデルを構築することができる。

図1 「離婚」をイベントとしたときのイベント生起の概念図



2. イベントヒストリー分析の利点

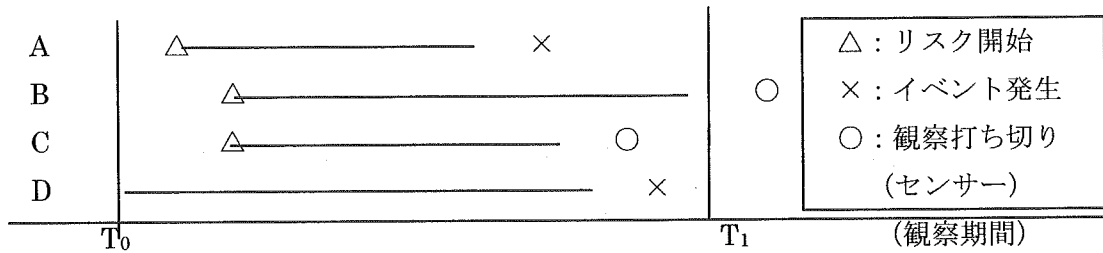
イベントヒストリー分析はイベントが生起する時間経過とタイミングを考慮することができ、イベントをより早いタイミングで生起させる要因の影響力を測定することができるなど、イベントが生起するまでの時間を予測することができることに最大の利点がある。イベントヒストリー分析でイベントのタイミングを考慮できる理由は、イベント数をリスク人口で割った率であるハザード率 (hazard rate) を分析に用いる点にある。

山口 (2002[1]) では、イベントヒストリー分析の利点を4つに分類している。

- (1) 右センサーされた継続時間の観察値を偏りなく処理できること、
- (2) 時間とともに変化する予測変数 (以下、独立変数) を用いることができること、
- (3) 他の方法に比べ情報のロスが少ないこと、
- (4) 時間と予測変数との交互作用効果がある場合にその影響を推定できること 山口 2002[1])

の4点について説明している。センサー (censoring) とは、生存 (持続) 期間中にイベントが生起せず観察が打ち切られることである (図2)。観察の打ち切りには、2つの種類があり、それぞれ non-informative なセンサーと informative なセンサーという (大橋・浜田 1995)。センサーされたケースがイベントの生起に関する情報をもっている場合、分析結果にバイアスがかかることがある。センサーがランダムに発生し、イベントの生起に影響がない場合のセンサーを non-informative なセンサーといい、実験法などで予め観察期間を設定する場合をいう。informative なセンサーとは、イベントの生起に影響がある場合を指し、これはさらに右センサー (right-censoring) と左センサー (left-censoring) とに分類される。右センサーは、観察期間にリスクが開始し、観察期間内にイベントが起こらな

図2 イベントの継続時間別の観察パターン：イベントの生起とセンサー



かったケースを示す (図2のB・C)。図2のBは、調査時点までにイベントが生起しないケースであり、図2のDは、イベント生起以外の理由 (例えば、ケースの脱落など) によってリスクがなくなり、観察が打ち切られるケースを示す。右センサーされたケースはイベントの生起確率についての情報を持っていると考えられるため、分析モデルに含めることができる。左センサーは観察期間内にリスクの開始が観察されないケースであり (図2のE)、分析モデルに含めることができない。イベントヒストリー分析では、左センサーされたケースが多数存在している場合、分析を適切に応用できないという (山口 2002[1])。このように図2において、Aは観察期間内にリスクが開始し、イベントが起きたケースを示し、B・Cは観察期間内にリスクは開始されるがイベントが起きないケースを示す。Eは分析から除外される。これらを言い替えると、イベントが生起した場合「いつ起きたか」という情報 (A) を、生起しなかった場合「いつまで起きなかったか」という情報 (B・C) を観測値情報として分析に用いることができるのである。

利点の (2) 「時間とともに変化する予測変数を用いることができること」について、山口 (2002[1]) は時間とともに変化する予測変数の例として、「個人の血圧、婚姻上の地位や地域の環境汚染度」などの「個人的・社会的リスク要素」をあげている。

利点の (3) 「他の方法に比べ情報のロスが少ないこと」、(4) 「時間と予測変数との交互作用効果がある場合にその影響を推定できること」については、初婚タイミングの要因研究を例に説明する。イベントヒストリー分析は「確率過程と回帰分析を結びつけたもの」 (山口 2002[1]) ということ、重回帰分析 (従属変数は初婚年齢) とロジスティック回帰分析 (従属変数は初婚経験の有無) との比較で考える。重回帰分析では、調査時点で結婚していないケースを分析に含めることができないため、結婚していないケースの情報をロスすることになる。ロジスティック回帰分析では、初婚のタイミングについての情報をロスすることになり、初婚過程が晩婚による要因によってもたらされたものであるか、早婚の要因によってもたらされたものなのかの違いを区別することができない。また、両分析ともに調査時点の独立変数の値しか使えないため、因果関係成立の独立変数が従属変数に時間的に先行するという要件を満たすことができない。これらの問題はイベントヒストリー分析を用いることで解決できる。まず時間によって変化する独立変数をモデルに含むことが

でき、イベントを経験せずにリスク期間を終えたケースの情報をモデルに反映できる。さらにパネルデータを用いる場合、従属変数に対する独立変数の時間的先行を維持することができ、横断調査を用いる場合よりも独立変数の変数選択の範囲が広がるのである。

3. イベントヒストリー分析に用いるデータ：イベントヒストリーデータ

イベントヒストリー分析に用いるデータ（以下、イベントヒストリーデータ）は、大きく2つの調査データを用いる。1つは、パネル調査に基づくデータを用いる場合と、もう1つは、横断調査において回顧による記録に基づくデータを用いる場合である。イベントヒストリー分析に用いるためのデータとして条件となる基準がある（山口 2002 [2]）。第1に「分析対象となるイベントについてそのリスク開始時間と終了時間とをすべて記録」し、第2に「時間で変化する予測変数（独立変数）の収集をしている」ことである。さらに以上の2つの基準は一貫して同じ単位（年、月など）で収集する必要がある。

また、イベントのリスク開始時間と終了時間の収集における留意点として、以下の3点について触れている。

- (1) 時間を年月で測定する場合、調査対象者の出生年月のデータを手に入れる必要がある
- (2) リスクの開始時間が明確でなく、便宜上年齢を基底時間としてハザード率をあらわすイベントについてはイベントの生起時のみ記録し、リスク開始時間は記録しなくてよい
ex.) 初婚、初職就業、第1出産
- (3) n番目のイベントの生起が(n+1)番目のイベントのリスク開始時間とみなせる場合は各イベントの生起時のみ記録すればよい
ex.) 出産、住居移動（繰り返しのイベントについてもモデル化が可能）（山口 2002[2]）

※ 基底時間: リスク開始時間からの継続時間(いわゆる生存時間)
ex.) 離婚の場合、基底時間は初婚期間を示す

イベントが多義的なものである場合、競合するリスク (competing risk) の非独立性の問題が生じる。例えば、死亡をイベントとして扱う場合に、自然死・事故死・病死など死因は様々考えられ、そのような死因の中で事故死を抽出して分析を行いたい場合、その他の理由による死亡は事故死と競合するリスクにあり、それぞれの死因は互いに非独立であるという。この問題を避けるには、事故死以外の死因を右センサーにすることが必要である。これは前提として、「当該イベント（事故死）と右センサーとなるイベント（その他の死因）

が、条件つきで独立」であることを示すことによるものである。ただし、競合するリスクのあるイベントの要因同士に強い相関が見られる場合、このような操作が妥当かどうかは判断がわかれるところである（山口 2002[2]）。

イベントヒストリーデータには 2 種類の形式があり、分析手法によって使用するデータは異なる（表 1）。

表 1 主な分析手法の特徴と対応するイベントヒストリーデータ

分析手法	離散時間ロジット	Cox 回帰	パラメトリック・モデル
データ	Person-period data	Duration data	Duration data
推定法	最尤推定法 maximum likelihood	部分最尤法 partial likelihood	最尤推定法 maximum likelihood
利点	1. 通常のロジスティック回帰分析を利用できる 2. 時間依存の独立変数を組み込みやすい 3. ハザード率の時間分布を仮定しなくてよい	1. ハザード率の時間分布を仮定しなくてよい 2. 3~4つならば時間依存の独立変数を組み込むことが可能 3. 連続時間を仮定しているため情報のロスが小	1. イベントが生起する時間を予測するのに適している
欠点	1. パーソン・ピリオド・データの作成に時間がかかる 2. データのサンプル数が多くなる	1. 比例ハザード性の仮定を満たす必要がある 2. 同じ時間に複数のイベントが多いデータに適さない	1. ハザード率の時間分布に特定のパラメトリックな分布を仮定する必要がある 2. 時間依存を考慮できず
備考	連続時間を仮定できる場合、Coxモデルとほぼ同様の結果になる	イベントヒストリー分析で最も一般的な分析法である	指数分布、ワイブル分布、log-logistic分布などの理論分布の仮定が必要

イベントヒストリーデータの 1 つは、パーソン・ピリオド・データ (person-period data) と呼ばれる形式のデータである。

人 (person) 別・時間区分 (period) 別のデータということで、パーソン・ピリオド・データと呼ばれる。時間区分のデータが「年」で集計する場合、離散時間モデル (discrete-time) といい、「月」で集計する場合、連続時間モデルという。パーソン・ピリオド・データの利点は、独立変数に時間とともに変化する変数を投入しやすいということがある（山口 2002[3]・[4]）。

山口 (2002[4]・[5]) で用いられている例を引用して、パーソン・ピリオド・データの解説を行う。例は、(1)「婚外出産は再婚に不利」、(2)「婚外妊娠だと再婚しやすい」という仮説の検証を目的としたもので、表 2 にはサンプルケースを 6 ケース分示している。ID は同一ケースを表している。観察期間は「離婚もしくは死別後 20 年」をセンサーとしており、月数を基準とした連続時間モデルを用いているため、1 行 (レコード) は 1 年を示し、最長同一ケースで 20 行 (つまり 20 年分) まで観察される。ST はイベント (再婚) の生起の有

無を示すダミー変数である。再婚が生起すると ST=1 となる。再婚が生起せず右センサーされた場合、ST=0 が 20 行（レコード）分になる。NM は各レコードの経過期間（サンプルデータでは月数）を示している。NM=12 のとき、12 ヶ月分のデータを示す。イベントの生起を表す ST が 1 のときは、NM も必ず 1 となる。イベントが発生したときに NM=3 となっている場合、3 ヶ月連続してイベントが生起するという意味になるからである。従属変数で使用する変数は表 2 の楕円で囲まれたイベント生起を表す ST とその時間経過を表す NM によって示され、残りの DR（リスク開始後何年目か）・CH（離婚死別後各時点まで出産したかどうか）・PG（妊娠状態かどうか）は時間とともに変化する説明変数を示している。例で示された 6 ケースはそれぞれデータ上では以下のような意味を示している。

表 2 パーソン・ピリオド・データの例（山口 2002[4]・[5]）

ID	ST	NM	DR	CH	PG
1	0	12	1	0	0
1	0	12	2	0	0
1	0	12	3	0	0
1	0	7	4	0	0
2	0	6	1	0	0
2	1	1	1	0	0
3	0	12	1	0	0
3	0	12	2	0	0
3	0	9	3	0	0
3	1	1	3	0	0
4	0	11	1	0	0
5	0	8	1	0	0
5	0	4	1	0	1
5	0	6	2	0	1
5	0	6	2	1	0
5	0	12	3	1	0
5	0	7	4	1	0
6	0	2	1	0	0
6	0	10	1	1	0
6	0	12	2	1	0
6	0	12	3	1	0
6	0	4	4	1	0
6	1	1	4	1	0

※ Current Population Survey (1985) 特別調査データ・女性標本のサンプル(山口 2002[4]・[5])

ケース 1 はリスク開始後 3 年 8 ヶ月でイベント（再婚）が生起することなく右センサーされている。ケース 2 はリスク開始 7 ヶ月でイベント（再婚）が生起している。ケース 3 はリスク開始後 2 年 10 ヶ月でイベント（再婚）が生起している。ケース 4 はリスク開始後 12 ヶ月で、イベント（再婚）が生起せずに右センサーとなっている。ケース 5 はリスク開

始後 9 ヶ月で妊娠 (NM=8, PG=1) し, 18 ヶ月目に出産 (NM=6, CH=1) している。ケース 6 はリスク開始後 3 ヶ月で出産 (NM=2, CH=1) し, 3 年 5 ヶ月で再婚している。

パネル調査で得られたデータを用いる場合, 例えば調査区間が 1 年である場合, 各レコードは 1 年分の調査データを示すことになる。

次にイベントヒストリーデータのもう 1 つの形式は期間データ (duration data) である。これはイベントの履歴が時間を単位とする期間 (duration) で表されている形式のデータである。表 3 は表 2 のパーソン・ピリオド・データを期間データに作成しなおしたものである。DUR はリスク開始 (離婚もしくは死別の発生) からイベントの生起 (再婚) までの月数を示している。時間とともに変化する説明変数も同様に月数に変換してある。山口 (2002[4]・[5]) では, リスクの開始を離婚もしくは死別の発生に設定しているが, 例えばイベントを初婚の発生にして, リスクの開始を 15 歳から 49 歳という風にリスクの開始を任意に設定することもできる (この操作はパーソン・ピリオド・データでも同様であるが, あまりにリスク期間が長い場合, レコードが膨大な量になる。その点で, 期間データであれば, リスク期間を長くとることができる)。

表 3 期間データの例 (山口 2002[4]・[5])

ID	ST	DUR	CH	PG
1	0	43	0	0
2	1	7	0	0
3	1	34	0	0
4	0	11	0	0
5	0	43	18	9
6	1	40	3	0

※ Current Population Survey (1985) 特別調査データ・女性標本のサンプルより作成
(山口 2002[4]・[5])

4. 主な分析手法

表 1 でもふれたが, イベントヒストリー分析は分析対象のイベントの性質・データの時間の単位・収集形式などによって分析手法がいくつかの種類に分かれる。時間の単位で分類すると以下のようなになる。

- | | | |
|---------|-----|--|
| 【時間の単位】 | 離散的 | → 離散時間ロジットモデル
(discrete-time logit model, discrete-time hazard model) |
| | | → 等比ハザードモデル (proportional hazard model) |
| | 連続的 | → Cox モデル (Cox's proportional hazard model) |
| | | → パラメトリックモデル (parametric model) |

まず検討されるべき対象となるイベントの性質であるが、利用できるデータの性質を勘案して最適な分析手法を用いることが重要となってくる。山口の「イベントヒストリー分析」『統計』(2002-2003, [1]-[15])の連載では、離散時間ロジットモデル[4]・[5], 等比ハザードモデルの拡張 1: 時間区分定率モデル (piecewise constant rate model) [6], 等比ハザードモデルの拡張 2: Cox モデル[7]・[8], 加速時間モデル (accelerated failure-time model) [12], ネステッドロジットモデル (nested logit model) [14]・[15]が詳細に紹介されている。本稿では、汎用性が高い離散時間ロジットモデルと等比ハザードモデル, その拡張版である Cox モデルについてまとめる。

それぞれの分析手法の特徴をまとめる前に、イベントヒストリー分析に共通するいくつかの理論的概念を以下に示す。

- **ハザード率**: ある時点のイベントのハザード率は,
 - (a) ある個人について、イベントがその時点より前に起こらなかった場合の,
 - (b) その時点でそのケースにイベントが生起する確率を示す

- **基底時間**: リスク開始時間からの継続時間
 - ex.) 離婚 → 基底時間=初婚期間

- ※ リスク開始からイベントの生起までの経過時間自体の影響を考慮できる

- **基底ハザード関数**: 独立変数の影響が全くないとき (経過時間の影響しかないとき) のハザード率の関数
 - ハザード確率のオッズが、時間とともにどのように変化するかを特徴づける
 - 年齢が基底時間の場合 ex.) 初婚・初出産・死亡など
イベントの生起率の年齢によって変化するパターンを表す
 - ある事象からの継続時間が基底時間の場合 ex.) 離婚・離職など
ある事象から何年(月)後にイベントが生起するかというパターンを表す

- **比例ハザード性**: 推定結果で算出されるハザード率の比は、どの時点でも一定であるという仮定のもとで算出させる性質のこと (山口 2002[3])

4-1. 離散時間ロジットモデル (山口 2002[4]・[5])

このモデルはデータの時間の単位が「年」で集計される離散時間モデルとして適用できるモデルである。データ形式はパーソン・ピリオド・データ形式を用い、推定法は最尤(推定)法(maximum likelihood estimation)である。最尤法は、モデルの推定に対し最も発生確率が高まるような母数(パラメタ:parameter)の組合せを選択する(=「尤度」を最大にする)方法である。尤度とは、イベントが生起した場合、そのイベント生起時でのイベント生起確率を示し、イベントが起こらず右センサーされたときは、センサーされたときまでの生存確率(survival probability:その時点より前にはイベントが起こらないという確率)を掛け合わせたものである(山口 2002[3])。利点は、(1)ロジスティック回帰分析を利用できる(パーソン・ピリオド・データを用いることで、ロジスティック回帰分析のモジュールによって離散時間ロジットモデルと同様の結果が得られるという意味)、(2)時間依存の独立変数をモデルに組み込みやすい、(3)ハザード率の時間分布を仮定しなくてよいといったものがある。欠点は、(1)パーソン・ピリオド・データの作成が難解である、(2)データのレコード数が多くなるといったものがある。参考として、連続時間を仮定できる場合にこのモデルを適用すると、Coxモデルと同様の結果が得られるという性質がある。

4-2. 等比ハザードモデル (山口 2002[6])

このモデルはデータの時間の単位が「月」で集計される連続時間モデルとして適用できるモデルである。等比ハザードモデルにはいくつかの種類があり、基底ハザード関数を使用しないCoxモデルと基底ハザード関数を使用するパラメトリックモデルがある。Coxモデルは次項でまとめるが、パラメトリックモデルは指数分布・ワイブル(Weibull)分布・ゴンパーツ(Gomperz)分布など理論分布が仮定され、最尤法によって推定されるモデルである。しかし「筆者(注:山口)の経験ではパラメトリックなモデルがデータに適合するのは稀」であるため、「特に分布の仮定を置かず階段変数やスプライン関数などで近似する」セミパラメトリックなモデルが「望ましい」という(pp.65)。セミパラメトリックには、一般的に与えられた時間区分内でハザード率は一定で時間区分間でのみ変わると仮定する時間区分別定率モデル(piecewise constant rate model)が多用される。利点は、「離散時間ロジットモデルに比べ、回帰係数のイベント生起率を表すハザード率の比という、よりなじみのある数量で解釈ができる」(pp.70)。

4-3. Coxモデル (山口 2002[7]・[8])

このモデルはデータの時間の単位が「月」で集計される連続時間モデルとして適用できるモデルである。他のモデルとの差異は、母数(パラメター)の推定に対し部分最尤(推

定)法 (partial likelihood estimation) を用いる点にある。部分最尤法は、規定ハザード関数の影響を統制するような尤度の算出をもたらす方法である。「イベントがいつ起こりやすいか、起こりにくいか」というハザード率の時間的変化を示す基底ハザード関数の影響を弱くし、「ある状態では他の状態よりも何倍くらいイベントのリスクが高いか」といった「相対的リスク」(relative risk) を表すことができる。相対的リスクはロジスティック回帰分析における(対数)オッズ比に似た概念であるが、(1) センサーされた観測値の情報を偏りなく取り入れられる、(2) 時間とともに変化する独立変数を用いることができるというイベントヒストリー分析の長所を失うことなく、適用できる点に画期性がある。とはいえ、利用上の制約はある。第 1 に、標本数が少ないと最尤法に比べ推定値の精度と正規性の精度が著しく低下する。第 2 に、Cox モデルはイベントの生起が同時であるとみなされる組合せの割合が多くなると問題が生じることから、第 1 の制約とは逆に、標本数が大きすぎると推定が困難になるというものである。イベントの発生単位を小さく分割(年→月単位)することや分析手法選択に関し最尤法を利用するものに変更することなどでこの問題を回避する必要がある。第 3 に、基底ハザード関数の推定を削除した分析であることから、独立変数と時間変化に交互作用があるとき、その影響の解釈にあいまいさを残すことになる。利点は、(1) ハザード率の時間分布を仮定しなくてもよい、(2) 若干数であれば時間とともに変化する独立変数をモデルに組み込むことができる、(3) 連続時間モデルを仮定しているため、情報のロスが少ないといった点があげられる。

5. 結果の記述

統計ソフトなどでイベントヒストリー分析によって得られる分析結果は、ロジスティック回帰分析と同様に、回帰係数 B と指数変換された回帰係数 $EXP(B)$ という形で出力される場合が一般的である。回帰係数 B に関しては、「他の変数が一定のときの、独立変数 X_i が 1 単位増加したときの Y の増加量」を表すが、指数変換された回帰係数 $EXP(B)$ に関しては、ロジスティック回帰分析では、確率の(対数)オッズ比であったのに対して、離散時間ロジットモデルではハザード確率のオッズ比を表し、等比ハザードモデルではハザードの比として示される。そして、それらの値はどの時点においても一定であるという比例ハザード性の仮定のもとで算出される(交互作用がある場合は、その限りではない)。

次に独立変数の係数に関して、独立変数の変化量に対するハザード率の増加率の推定方法については以下のとおりである。

- ・ 1 変数の変化によるハザード率の増加率の推定 $\Delta r = (EXP(B_i)^n - 1) * 100$
 r : 予測されるハザード率の上昇, B_i : 変数 i の係数, n : 変数 i の増加単位
- ・ 2 変数の変化によるハザード率の増加率の推定 $\Delta r = (EXP(B_i)^n * EXP(B_j) - 1) * 100$
 B_j : 変数 j の係数, k : 変数 j の増加単位

最後に、イベントヒストリーデータを用いた「統計表表現とその2次分析」(山口 2002[9])についてまとめる。イベントヒストリー分析によって提示できる記述統計量はサバイバル確率とハザード確率である。「基底時間をカテゴリー化した変数を含む幾つかのカテゴリー変数をクロスさせた組合せの各セルに対応するサバイバル確率やハザード確率を特定のモデルを用いずに推定する」(山口 2002[9])である。サバイバル確率はハザード確率と異なり、クロス統計は基底時間カテゴリー以外の時間に依存する変数とクロスさせることはできないという制約がある。

サバイバル確率についてのノンパラメトリックな推定方法には、 Kaplan・マイヤー法 (Kaplan・Meier Method) があり、「センサー時とイベント時との同時値の取り扱いについての仮定以外は、特別な仮定を何も置かない推定法」(山口 2002[9])である。ハザード率については、サバイバル関数とは異なり単調減少関数ではないので、技術的な困難がある。ただし、累積ハザード関数を用いたノンパラメトリックな推定については、ピーターセン法やネルソン法などがある。

6. 「21世紀成年者縦断調査」を用いたイベントヒストリー分析の一例

ここでは、イベントヒストリー分析を「21世紀成年者縦断調査」を用いて分析する。分析テーマは「第2子出生タイミングに対する社会経済的地位の影響」とする。使用するデータは「21世紀成年者縦断調査」の第1-2回連続標本 (ar02.dat, 15rireki-data-sample) である。

分析対象者は第1子を有する女性に限定し (4,536 ケース)、第2子を持ったかどうかの妊娠履歴 (さらに、第1子出生年月が結婚年月よりも早いケースを除いた 4,376 ケース) に、出生コーホート、第1子出生時年齢、学歴、初職 (学卒後はじめて就いた仕事) の推定値を得るシンプルなモデルを作成した。

分析手法は、Cox モデルを用いる。作成したデータ形式は、期間データである。リスクの開始時期は第1子出生時点を用い、リスクの終了はイベントの発生、すなわち第2子出生時点とイベントが起きずにリスク期間を終えた右センサー時点とした。右センサーは分析対象者の内、第2子出生時年齢が最年長である 43 歳時とする。調査時点において 43 歳未満で、イベントが発生しないケースについては、調査時年齢が右センサーとなる。

分析モデルは2つである。モデル1は第1子出生時年齢を実数で投入し、モデル2では第1子出生時年齢を5歳階級カテゴリーで投入し、「25-29歳」をリファレンスカテゴリーとした相対確率を推定している。出生コーホートは、「190-74年」生まれをリファレンスカテゴリーとし、その他を5年階級別カテゴリーで投入している。学歴は、「大学」と「大学院」を選択したケースを高等教育とした高等教育ダミーを作成している。また、在学中が10 ケースあったことから、在学中ダミーを作成し統制変数として用いている。初職は、9 カテゴリーあった職業分類を「会社役員・自営業主」、「自営業」、「正規の職員」、「パート・

アルバイト」,「派遣・契約・嘱託職員」にまとめ, 現在職業及び職業履歴で非該当であったケースと在学中のケースを「無職・学生」に値の再割り当てを行っている。分析モデル

表 4 Cox モデルによる第 2 子出生タイミングの推定結果

説明変数	モデル1		モデル2		ロジスティック回帰	
	B	EXP(B)	B	EXP(B)	B	EXP(B)
【出生コーホート】						
1958-64年	0.680 **	1.973	0.830 **	2.294	2.359 **	10.581
1965-69年	0.443 **	1.558	0.447 **	1.564	1.293 **	3.645
1970-74年†						
1975-79年	-0.783 **	0.457	-0.747 **	0.474	-1.538 **	0.215
1980-84年	-2.077 **	0.125	-1.805 **	0.164	-3.119 **	0.044
【第1子出生時年齢】						
・実数	-0.137 **	0.872				
・16-19歳			0.701 **	2.015	1.979 **	7.239
20-24歳			0.614 **	1.849	1.429 **	4.176
25-29歳†						
30-34歳			-1.194 **	0.303	-1.945 **	0.143
35-39歳			-1.209 *	0.298	-2.705 **	0.067
【学歴】						
高等教育ダミー	0.026	1.026	-0.024	0.976	-0.014	0.986
在学ダミー	-0.010	0.990	-0.009	0.991	0.038	1.039
【初職】						
会社役員・自営業主	0.170	1.186	0.136	1.145	0.222	1.248
自営業	-0.104	0.901	-0.031	0.969	0.019	1.019
正規の職員†						
パート・アルバイト	-0.113 +	0.893	-0.017	0.983	-0.086	0.917
派遣・契約・嘱託職員	0.079	1.082	0.136	1.145	0.184	1.202
無職・学生	0.209 *	1.233	0.299 **	1.349	0.520 **	1.681
定数					-0.047	0.954
イベント	2451		2451		2451	
センサー	1413		1413		1413	
全体	3864		3864		3864	
-2Log Likelihood	37816.58		37831.33		4258.317	
χ ² 乗値	700.7		633.4		872.8	
自由度	12		12		15	

** p < .001, * p < .05, + p < .10

におけるケース数は, 全 3,864 ケースの内, イベントが発生したのは 2,451 ケース, イベントが発生せず右センサーされたのは 1,413 ケースである。また, モデル 2 と同じ変数構成のモデルでロジスティック回帰分析結果を行った。推定結果は表 4 の通りである。

推定結果について, 出生コーホートはモデル 1・2 とともに「1970-74 年」生まれコーホートに比べて, 以前のコーホートでは正の効果, そして相対確率は「1970-74 年」の発生確率を 1 とした場合, 「1958-64 年」はおおよそ 2 倍, 「1965-69 年」はおおよそ 1.5 倍の相対確率を示し, 以後のコーホートでは負の効果, 「1975-79 年」はおおよそ 1/2, 「1980-84 年」は 1/10 の相対確率を示していることより, 「1970-74 年」コーホートに比べ最近のコーホートほど