

O uso da Técnica de Resposta ao Azar (TRA) na caracterização do aborto ilegal

Rebeca de Souza e Silva*

Introdução

O estudo do aborto provocado é de sumo interesse tanto para a área da Saúde Pública, posto que uma adequada caracterização do fenômeno possibilita a redução da morbi-mortalidade materna, como para a área de Demografia, na medida em que sua ocorrência afeta os níveis de fecundidade. Em virtude dessa importância, é desejável conhecer sua magnitude real, ou ao menos estimativas adequadas de sua ocorrência. Todavia, isto está longe de ser alcançado, sobretudo em países onde sua prática é ilegal, já que nestes contextos as mulheres têm maior resistência em declarar a indução de um aborto.

Uma pesquisa que contemple a aplicação de questionários defronta-se quase sempre com problemas de resistência por parte dos entrevistados (1). Às vezes estes recusam-se a responder determinadas perguntas; noutras, embora aceitem respondê-las, fornecem propositalmente respostas erradas. No primeiro caso o problema aparece do viés da recusa (Stephan e McCarthy, 1972); no segundo, do viés da resposta (Hansen *et al.*, 1953).

Essas excusas, em geral, encontram-se estritamente relacionadas com o caráter da questão formulada. Assim é

que as perguntas que parecem impessoais tendem a receber boas respostas, enquanto que as que suscitam respostas comprometedoras ou altamente pessoais, por vergonha, medo ou desconfiança, tendem a ser evitadas. Nesse sentido, quando o interesse de uma pesquisa reside em abordar uma questão polêmica como o aborto provocado, ao proceder-se o levantamento da informação nos moldes convencionais - abordagem direta - constata-se que os problemas de resistência são praticamente incontornáveis.

Com o intuito de solucionar esse impasse, ou mais rigorosamente, com o objetivo de reduzir ou até mesmo eliminar o viés de respostas evasivas, Warner (1965) propôs um engenhoso procedimento de intervenção que consiste, basicamente, em formular a questão de interesse com uma dada probabilidade p menor que a unidade e maior que 0,5 (a literatura recomenda valores entre 0,65 e 0,75). Trata-se de oferecer ao entrevistado a possibilidade de responder a uma de duas questões formuladas sem que o entrevistador tenha conhecimento de qual das questões está sendo contestada. Em essência, a utilização deste artifício possibilita que questões "sensíveis" sejam respondidas sem constrangimentos, posto que a privacidade do entrevistado com

* Pesquisadora da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo, com bolsa de recém-doutorado do CNPq.

respeito à característica sensível é mantida. Tal procedimento é denominado Técnica de Resposta ao Azar e denotado pela sigla TRA.

Assumindo-se, então, que o interesse de uma pesquisa reside em estimar a proporção de pessoas da população que apresenta uma determinada característica estigmatizante - uso de drogas, homossexualismo, provocação de um aborto etc. -, tal como no procedimento convencional, deve-se extrair da população uma amostra representativa de n pessoas, tomando-se as devidas precauções para assegurar que cada pessoa seja entrevistada. Para garantir que a pessoa coopere, isto é, que responda verdadeiramente, Warner idealizou a seguinte alternativa: provido de um pião que assinala a letra A com probabilidade p e a letra B com probabilidade $(1 - p)$, o entrevistador orienta os entrevistados para que, caso possuam o atributo de interesse, se identifiquem com a letra A e, em caso contrário, com a letra B . Em cada entrevista pede-se ao entrevistado que, sem ser observado pelo entrevistador, rode o pião e declare se este assinala ou não o grupo ao qual pertence. Saliente-se que o entrevistado não declara ao entrevistador a letra indicada pelo pião, apenas responde "sim" ou "não".

Levando-se em consideração que uma pessoa responderá "sim" em uma de duas possíveis situações - (a) quando possuir o atributo estigmatizante e o pião indicar a letra A ou (b) quando não possuir tal atributo e o pião indicar a letra B -, chegar-se-á à equação:

$$K = Wp + (1 - W)(1 - p) \quad (1)$$

onde K representa a probabilidade de respostas afirmativas na amostra.

Observe-se que embora cada resposta "sim" isolada não tenha utilidade alguma, no total elas permitem estimar a verdadeira proporção de pessoas que possuem a característica A na população (W). Realmente, o valor de p é fixado a

priori e, portanto, conhecido. O valor de K é dado pela proporção de pessoas da amostra que respondem "sim" e, conseqüentemente, determinado. Portanto, o único termo desconhecido da equação acima é W , e desde que p não seja igual a 0,5, uma estimativa para W é dada por:

$$W = \frac{p - 1}{2p - 1} + \frac{K}{2p - 1} \quad (2)$$

Pode-se demonstrar, o que não será feito aqui, que esse estimador de W é não-viciado e normalmente distribuí-se ao redor de W .

Dada a atratividade de tal procedimento de intervenção, alguns pesquisadores buscaram aprimorá-lo. As contribuições mais relevantes para o aperfeiçoamento do modelo original encontram-se relatadas em Silva (1990). Aqui, ressalta-se simplesmente aquela que norteia este trabalho, uma idéia lançada por Simmons, apresentada em Horvitz *et al.* (1967) e posteriormente adaptada por Greenberg *et al.* (1969), qual seja, a que propõe substituir o atributo B da técnica original por um atributo C neutro, não relacionado ao estigmatizante.

Nesta alternativa, parte-se da premissa de que, dando-se a oportunidade de o entrevistado contestar uma de duas questões - tal como idealizado por Warner -, sendo uma completamente inócua, ele ver-se-ia mais encorajado a responder verdadeiramente.

Sendo o aborto provocado o atributo de interesse (A), ter nascido no mês de abril, por exemplo, poderia ser tomado como o atributo inócua (C). Neste caso, deveria ser respondida uma das seguintes perguntas: Você já provocou um aborto? ou, Você nasceu no mês de abril? Em analogia à proposta de Warner, a primeira pergunta tem probabilidade p de ser sorteada e, conseqüentemente, a segunda tem probabilidade $(1 - p)$, devendo, por conseguinte, ser solucionada a seguinte equação:

$$K = Wp + Z(1 - p) \quad (3)$$

Nesta equação, tanto como na anterior, K representa a proporção de respostas afirmativas da amostra e W , a estimativa da proporção de pessoas que possuem o atributo A - nesse caso específico, a proporção de mulheres que provocaram algum aborto. Decorrentemente, Z representa a proporção de pessoas que possuem o atributo C - ou que nasceram no mês de abril. Note-se que o fato de A e C não serem excludentes - ao contrário, uma determinada pessoa pode apresentar só o atributo A , ou só o C , ambos ou nenhum deles - acarreta a necessidade de estimar dois parâmetros: W e Z .

Nesta versão da TRA é possível estimar Z através das estatísticas vitais; em contrapartida, em versões anteriores fazia-se necessário estimar a probabilidade de ocorrência do atributo inócuo obrigatoriamente através da extração de uma outra amostra populacional - ou seja, uma amostra se prestaria a estimar W e outra a estimar Z . Isto porque a abordagem direta sobre o atributo C , na amostra destinada a captar a ocorrência do atributo A , quebraria o sigilo de uma resposta afirmativa, no caso da mulher informar não pertencer ao grupo C . Ademais, observe-se que não ter nascido no mês de abril ocorre na grande maioria das vezes.

Embora pouco explorada - sobretudo porque os países que nela investiam passaram a conviver com uma legislação permissiva à prática do aborto -, ao que tudo indica a TRA consegue melhorar a estimativa do aborto ilegal. De fato, estimativas derivadas do emprego desta técnica foram comparadas com as obtidas via técnica retrospectiva convencional em Taiwan (Chi *et al.*, 1972), Canadá (Krotki e McDaniel, 1977), Etiópia (Chow *et al.*, 1979) e Turquia (Tezcan e Omran, 1981), revelando-se sistematicamente mais altas. Além disso, Rider *et al.* (1976) anotaram que as estimativas obtidas por

meio da TRA não diferiam, estatisticamente, das obtidas via levantamento prospectivo, tidas como sendo as mais indicadas para esses fins.

Minha tese de doutorado também endossou a utilidade desta técnica na análise do aborto provocado, tanto para o estabelecimento de uma incidência mais realística do fenômeno, quanto para o esboço do comportamento desse evento em nosso meio, preenchendo, a meu ver, uma lacuna desta área do saber (Silva, 1992). *Grosso modo*, nela buscou-se caracterizar o comportamento do aborto provocado em 1987 tanto com informações provenientes da abordagem convencional, quanto com aquelas obtidas via TRA, contrastando-se os resultados de ambas as metodologias. Para tanto foram extraídas duas amostras populacionais, num total de 2 mil mulheres em idade fértil residentes no subdistrito de Vila Madalena, na cidade de São Paulo. Na amostra A, com 1.004 mulheres, investigou-se, mediante abordagem direta, se estas estiveram grávidas no ano de 1987 e o resultado das eventuais gestações. Na amostra B, com 996 mulheres, utilizou-se a TRA para a detecção da incidência do aborto provocado nesse mesmo ano de referência.

Como já foi salientado, adotou-se o modelo de TRA que prevê a formulação de uma questão inócua, não relacionada com o atributo sensível. Em termos práticos, acreditando-se que a familiaridade com o jogo de cartas facilitaria a compreensão da modalidade da técnica adotada, ofereceu-se às entrevistadas um jogo de 18 cartas, das quais seis eram estampadas com um trevo amarelo e 12 com um trevo vermelho. Selecionando uma das cartas, sem mostrá-la ao entrevistador, a entrevistada deveria responder, em função da cor do trevo, uma destas duas perguntas:

1. Para o trevo amarelo: Você nasceu no mês de abril?
2. Para o trevo vermelho: Você provocou um aborto no ano de 1987?

A proporção de mulheres que nasceram no mês de abril foi estimada pela amostra A, já que o delineamento da pesquisa requeria, necessariamente, a seleção de duas amostras. Esclareça-se, neste ponto, que ambas as amostras são homogêneas quanto aos aspectos relevantes para o estudo em questão - distribuição etária, estado conjugal, nível de fecundidade, entre outros.

No presente artigo visa-se ilustrar as vantagens da TRA, expondo-se os principais achados a ela atrelados. Em essência, a caracterização da incidência do aborto provocado será feita de modo simultâneo para as duas amostras. Concomitantemente a esta caracterização serão detectadas as omissões voluntárias de informação.

Resultados alcançados

Por meio da abordagem direta - amostra A -, 98 das 1.004 mulheres declararam ter engravidado no ano de 1987. Dessas 98 gestações, 62 (63,3%) resultaram em nascimentos vivos, uma (1%) em nascimento morto, seis (6,1%) em abortos espontâneos, oito (8,2%) em abortos provocados e 21 (21,4%) estavam em curso no momento da pesquisa. Portanto, uma incidência de oito abortos provocados para 1 mil mulheres em idade fértil. Sem dúvida, um valor demasiadamente baixo.

Recorrendo-se ao artifício da extrapolação - não se trata de inferência -, pode-se ter uma idéia do volume de abortos que ocorreriam anualmente no Brasil se vigorasse a taxa anotada para a população de Vila Madalena. Levando-se em consideração que a população de mulheres entre 15 e 49 anos de idade estimada para o Brasil em 1985 é de 37.112.652 (Neupert, 1987), e assumindo a taxa de oito por mil, chegar-se-ia a um total próximo de 297 mil abortos provocados para aquela data. Ora, essa estimativa corresponde à metade das estimativas mais

conservadoras, a saber, de 600 mil abortos por ano (Moraes, 1974). Dados da Organização Mundial de Saúde (OMS, 1980), embora de pouca confiabilidade, estimam por sua vez que, a cada ano, entre 40 e 70 mulheres para cada 1 mil em idade de procriar provocam um aborto, além de apontarem os países onde o aborto é ilegal como os que apresentam as maiores incidências.

A disparidade entre as duas estimativas é um forte indício de que, tal como se supunha, as mulheres oferecem resistência em declarar a provocação de um aborto. A análise das informações derivadas da TRA confirma o fato.

No caso da abordagem indireta - amostra B -, como já foi devidamente aclarado, a estimativa da incidência do aborto provocado é dada pela resolução da seguinte equação:

$$K = Wp + Z(1 - p)$$

onde Z é a estimativa da proporção de mulheres que nasceram no mês de abril, derivada da informação coletada na amostra A; p , a probabilidade de a entrevistada sortear a questão de interesse, fixada *a priori* em 2/6; K , a proporção de mulheres que responderam "sim" à TRA; e, finalmente, W é a estimativa buscada da incidência de aborto. Sabendo-se que 52 das 996 mulheres submetidas à abordagem indireta responderam afirmativamente à TRA, na equação acima K assume o valor de 0,052 (52/996). Como 74 das 1.004 mulheres da amostra A nasceram no mês de abril, Z assume, por sua vez, o valor de 0,074. Decorrentemente, obtém-se o valor 0,041 para W . Mais precisamente, mediante o emprego da abordagem indireta estima-se para a proporção de mulheres que provocaram um aborto em 1987 o valor de 0,041. Neste caso, portanto, a incidência de aborto revela-se cinco vezes superior à obtida por questionamento direto. E, ao que indica, com uma cifra - 41 abortos por 1 mil mulheres - nada exagerada.

Com efeito, aquele valor, se extrapolado para o Brasil, da mesma forma e com os mesmos propósitos que para a amostra A, sugere um total de 1,5 milhões de abortos realizados no país no ano de 1985, correspondendo ao limite inferior da estimativa fornecida pela OMS. Mais que isso, tal resultado é perfeitamente comparável aos obtidos por outros pesquisadores com o emprego da técnica de resposta ao azar. Greenberg *et al.* (1970), por exemplo, obtiveram uma estimativa de 0,034 para *W* ao aplicar a TRA em mulheres entre 18 e 44 anos de idade na Carolina do Norte, em 1968.

Há evidências, então, de que a TRA constitui-se em um método de grande valia para a compreensão do comportamento do aborto provocado. Agora, para a análise da relação de abortos por gestações, por cem, deve-se partir do pressuposto de que, à exceção do aborto provocado, as proporções dos demais resultados gestacionais são idênticas em ambas as amostras, ou seja, as imprecisões nas informações atreladas aos demais eventos - sub ou sobreenumeração -, referendadas na amostra A, se houver, são de magnitude tão reduzida que, com certeza, não levam a distorcer significativamente uma análise pautada naquelas informações.

Isto posto, lembre-se que, na amostra A, 98 mulheres declararam ter engravidado no ano de 1987, das quais oito decidiram-se pela provocação de um aborto. Portanto, verifica-se que 90 das 1.004 mulheres experimentaram uma gestação cujo resultado não foi um aborto provocado. Como a amostra A possui, com respeito às variáveis de interesse, o mesmo comportamento da amostra B, pode-se inferir que 89,64 a cada 1 mil mulheres da amostra B, ou seja, 90 das 996 tiveram no ano de 1987 uma gravidez que não resultou em aborto. Somando-se a essas 90 gestações a cifra de 41 gestações que resultaram em aborto, segundo a estimativa produzida pela TRA, obtém-se um total de 131 ges-

tações para as 996 mulheres. Por conseguinte, verifica-se que 31,3% das gestações resultaram em aborto.

Este resultado também condiz plenamente com as poucas estimativas dessa índole de que se dispõe. De fato, estimativas realizadas pela International Planned Parenthood Federation (IPPF, 1974) e endossadas por especialistas na área, inclusive Tietze (1987), anotam para a América Latina, anualmente, a ocorrência de um aborto provocado a cada três ou quatro gestações, ou seja, uma proporção entre 25 e 33,3% de gestações interrompidas por aborto, o que reforça as expectativas sobre a TRA. Em contrapartida, pela abordagem direta a relação abortos por gestações, por cem, aponta o reduzido valor de 8,2% - 8 para 98, ou seja, um aborto para cada 12 gestações.

Mesmo na impossibilidade de se comprovar a veracidade das estimativas derivadas do emprego da TRA, uma vez que a pesquisa original não procedeu à validação da mesma, saliente-se que esta técnica apresenta, ao menos, a vantagem de propiciar valores mais realísticos para a incidência do aborto provocado.

Coerência da TRA

Nesta seção são apresentados, segundo algumas variáveis selecionadas, os totais de mulheres (*M*), os totais de abortos (*A*) e os totais de gestações (*G*), bem como as relações aborto por mulher, por mil (*A/M*%), aborto por gestação, por cem (*A/G*%), e gestação por mulher, por cem (*G/M*%), separadamente para cada amostra. Para a amostra B, além destes, apresenta-se, por motivos didáticos, o total de mulheres que responderam "sim" (*S*) na TRA.

Com a observação da estatística χ^2 - destinada a testar a igualdade de proporções, hipótese que só é aceita quando o valor de tal estatística revela-se inferior

a 3,81 - e em contraste com os resultados obtidos na análise da prevalência do aborto desenvolvida por Silva (1992) - o comportamento dos abortos ocorridos no transcorrer da vida reprodutiva das mulheres, informação esta coletada por abordagem direta entre as 2 mil mulheres -, buscar-se-á verificar a coerência da TRA.

Estado conjugal

A observação da Tabela 1 permite constatar que, quando referenciada à amostra A, a taxa de aborto por 1 mil mulheres não apresenta um comportamento diferencial por estado conjugal, posto que a estatística χ^2 não é significativa (2). O comportamento da proporção de aborto por gestação, todavia, apresenta valor mais elevado, estatisticamente falando, para as não-casadas em relação às casadas. Em contrapartida, a relação de gestação por mulher, por cem, apresenta um comportamento diferencial

por estado conjugal, mostrando-se mais elevada entre as casadas que entre as não-casadas.

Conclui-se, portanto, tal como na análise de prevalência, que embora as mulheres não-casadas engravidem proporcionalmente menos que as casadas, ao engravidarem recorrem mais intensamente à prática do aborto.

Quanto ao comportamento da incidência do fenômeno na amostra B, percebe-se, em qualquer relação considerada, a presença de diferenciais por estado conjugal. Observa-se que o diferencial anotado para as relações A/G e G/M se processa no mesmo sentido para as duas amostras. A relação aborto por mulher, por mil, na amostra B apresenta-se, portanto, com um comportamento destoante daquele delineado para a amostra A, apontando para as não-casadas um valor muito mais alto (63,7 por mil) que para as casadas. Este desencontro vem indicar que as mulheres não-casadas omitem proporcionalmente mais abortos que as casadas. Acredita-se que a conotação

Tabela 1
Total de mulheres (M), total de abortos (A), total de gestações (G), algumas relações entre essas medidas e testes estatísticos correspondentes, para cada uma das amostras, e mulheres que responderam sim na TRA (S), segundo estado conjugal

Estado Conjugal	Amostra A						
	M	A	G	A/M %	A/G %	G/M %	
Casada	435	3	68	6,9	4,4	15,6	
Não-Casada	569	5	30	8,8	16,7	5,3	
Subtotal	1.004	8	98	8,0	8,2	9,8	
Estatística				0,11	4,17	30,0	
Nível Desc.				0,738	0,055	0,000	
Total	1.004	8	98	8,0	8,2	9,8	

Estado Conjugal	Amostra B						
	M	S	A	G	A/M %	A/G %	G/M %
Casada	445	15	6	72	13,6	8,3	16,2
Não-Casada	551	37	35	59	63,7	58,3	10,7
Subtotal	996	52	41	131	41,3	31,3	13,2
Estatística					15,62	39,21	6,45
Nível Desc.					0,000	0,000	0,011
Total	996	52	41	131	41,3	31,3	13,2

"ilegal" ou "ilegítima" atribuída às gestações dessa natureza justique a referida situação.

Finalizando, destaque-se que enquanto o montante de abortos estimados via TRA entre as mulheres não-casadas revela-se mais de sete vezes superior ao obtido por meio da abordagem direta, entre as casadas este montante somente dobra. Neste ponto, deve-se esclarecer que esta comparação direta, sem a utilização de percentuais, se justifica pelo fato de as duas amostras terem praticamente o mesmo tamanho.

Pode-se concluir, portanto, que embora essas duas categorias de mulheres omitam a provocação de um aborto, a omissão é bem mais acentuada entre as mulheres não-casadas, que seguramente são as que têm mais motivos para tanto.

Nascimentos vivos

Com o auxílio da Tabela 2, verifica-se que o comportamento da incidência do

aborto na amostra A revela-se diferencial em função de se ter ou não nascimentos vivos quando referido às gestações, mas não quando referido às mulheres. Quando referido às gestações, tanto como na análise de prevalência, as mulheres que não possuem filhos nascidos vivos apresentam a maior incidência do fenômeno.

Causa estranheza, a princípio, a ausência de diferencial na relação A/M , uma vez que a análise de prevalência mostrava claramente uma taxa mais elevada para as mulheres com filhos nascidos vivos. No entanto, há de se levar em conta o fato de, nesta análise, não se trabalhar com o acúmulo de abortos. Isto, por certo, poderia levar a que ambas as categorias de mulheres abortassem, proporcionalmente, na mesma intensidade no período de um ano.

Com os resultados provenientes da TRA, contudo, o que se observa é que existe um comportamento diferencial de aborto por mulher em função da variável nascimento vivo, mas no sentido inverso do detectado na análise de prevalência.

Tabela 2

Total de mulheres (M), total de abortos (A), total de gestações (G), algumas relações entre essas medidas e testes estatísticos correspondentes, para cada uma das amostras, e mulheres que responderam sim na TRA (S), segundo nascimentos vivos

Nascimentos Vivos	Amostra A						
	M	A	G	A/M %	A/G %	G/M %	
Sem	432	5	21	11,6	23,8	4,9	
Com	572	3	77	5,2	3,9	13,5	
Subtotal	1.004	8	98	8,0	8,2	9,8	
Estatística				1,25	8,73	20,67	
Nível Desc.				0,264	0,011	0,000	
Total	1.004	8	98	8,0	8,2	9,8	

Nascimentos Vivos	Amostra B						
	M	S	A	G	A/M %	A/G %	G/M %
Sem	418	28	26	43	63,5	60,5	10,3
Com	578	24	15	88	25,3	17,0	15,2
Subtotal	996	52	41	131	41,3	31,3	13,2
Estatística					9,08	25,33	5,18
Nível Desc.					0,003	0,000	0,023
Total	996	52	41	131	41,3	31,3	13,2

Aqui, as maiores taxas estão atreladas às mulheres sem nascimentos vivos. Anota-se, neste ponto, que esse mesmo fato foi detectado na análise anterior, sobre o estado conjugal. Neste caso, no entanto, tal fato era justificado pela omissão diferencial por estado conjugal. Aqui, tanto as mulheres que possuem como as que não possuem nascimentos vivos omitem, proporcionalmente, quase com a mesma intensidade a provocação de um aborto.

De fato, a Tabela 2 coloca em evidência que, por via da abordagem direta, para a categoria sem nascidos vivos, anota-se uma taxa de 11,6 abortos em cada 1 mil mulheres, e para a com nascidos vivos, uma taxa de 5,2%; por via da TRA estas taxas se elevam para 63,5% e 25,3%, respectivamente, ou seja, ambas aumentam cerca de cinco vezes, a primeira um pouco mais (5,47 vezes), a segunda um pouco menos (4,87 vezes). O que quer dizer, então, que a omissão diferencial, por si só, não justifica o comportamento da taxa de aborto por mulher detectado na amostra B e referendado acima.

Com isso, pode-se suspeitar tanto de uma sobreenumeração de abortos, advinda do emprego da TRA, como da inviabilidade de se fazer uma comparação direta entre o comportamento da taxa de aborto por mulher quando referida ao período de um ano e quando referida ao transcorrer da vida reprodutiva. A primeira hipótese levantada, por todos os motivos apresentados na avaliação da magnitude da incidência do aborto, não pode ser sustentada; no caso da segunda, ao contrário, há elementos que levam a confirmá-la.

O primeiro deles, mais elementar, é o de que, para a análise de prevalência, são considerados todos os abortos ocorridos nos últimos 30 anos; por conseguinte, é bastante razoável que as mulheres com nascimentos vivos apresentem um maior número de abortos que as demais. O segundo é que o problema da gestação adolescente, advindo muito provavel-

mente de uma maior "liberalização" sexual, é relativamente recente em nosso meio. Data de meados da década de 70, tendo se intensificado sobremaneira a partir deste período. Terceiro, tem sido observado, para este mesmo período, uma postergação no casamento e também na fecundidade, mais precisamente, uma elevação da idade média ao casar e ao nascimento do primeiro filho. Na direção contrária e concomitantemente, tem sido observado uma redução da idade média à primeira relação sexual. Com tudo isso, é bastante provável que as mulheres jovens, sem nascimentos vivos e fora de uma união "estável" vejam-se, hoje em dia, mais sujeitas ao risco de abortar que as mulheres das demais categorias. Há, ainda, outro elemento a somar-se àqueles: o de que, na análise de prevalência, as mulheres sem nascidos vivos revelaram a elevadíssima cifra de 684 abortos para cada 1 mil mulheres com histórias de gestações.

Ao que tudo indica, portanto, há de se rejeitar a hipótese de sobreenumeração da TRA e se aceitar o fato de que as recentes transformações no comportamento "sexual" estão levando as mulheres mais jovens, no início de suas vidas reprodutivas, a uma maior recorrência ao aborto na ânsia de se livrarem de uma gravidez indesejada.

Diferença entre nascimentos vivos e número ideal de filhos

Encontra-se disponível na Tabela 3 os resultados referentes à variável *defasagem*, categorizada em *maior* =, no caso do número de nascimentos vivos superar ou ao menos igualar o número de filhos tido como ideal, e *menor* no caso contrário. Com o auxílio desta tabela observa-se que, para a amostra A, não há um comportamento diferencial para o aborto provocado em função da variável *defasagem*, nem quando este é referido ao total de mulheres, nem quando é refe-

Tabela 3

Total de mulheres (M), total de abortos (A), total de gestações (G), algumas relações entre essas medidas e testes estatísticos correspondentes, para cada uma das amostras, e mulheres que responderam sim na TRA (S), segundo defasagem entre nascimentos vivos e número ideal de filhos

Defasagem	Amostra A						
	M	A	G	A/M %	A/G %	G/M %	
Menor	654	6	64	9,2	9,4	9,8	
Maior =	350	2	34	5,7	5,9	9,7	
Subtotal	1.004	8	98	8,0	8,2	9,8	
Estatística				0,35	0,36	0,00	
Nível Desc.				0,557	0,548	0,971	
Total	1.004	8	98	8,0	8,2	9,8	

Defasagem	Amostra B						
	M	S	A	G	A/M %	A/G %	G/M %
Menor	659	41	37	96	56,3	38,5	14,6
Maior =	337	11	4	35	12,0	10,3	10,4
Subtotal	996	52	41	131	41,3	31,3	13,2
Estatística					11,07	8,77	3,41
Nível Desc.					0,000	0,003	0,065
Total	996	52	41	131	41,3	31,3	13,2

rido ao total de gestações. Outra vez, os resultados obtidos via questionamento direto deixam a desejar.

Quando se lança mão da TRA, entretanto, constata-se tanto uma taxa (aborto por mulher, por mil) como uma proporção (aborto por gestação, por cem) de abortos significativamente mais elevadas na categoria de defasagem menor que na categoria de defasagem maior ou igual.

Em concordância com as argumentações apresentadas na análise sobre os nascimentos vivos, as evidências apontam para uma maior recorrência ao aborto, nos últimos anos, pelas mulheres que possuem menos nascimentos vivos que o número de filhos que consideram como sendo o ideal, em comparação às mulheres da outra categoria. Chama a atenção o fato de que a maioria esmagadora dos abortos provocados em 1987 foi realizada por mulheres que possuem um número de filhos nascidos vivos abaixo do de-

sejado. Com efeito, dos oito abortos declarados na amostra A, seis (75%) devem-se a esta categoria de mulheres, assim como 37 (90,2%) dos 41 abortos estimados pela TRA.

Este fato, sem dúvida alguma, reforça os argumentos expostos na análise anterior sobre a variável nascimentos vivos, direcionando-nos para o endosso da hipótese da intensificação da recorrência ao aborto provocado por parte das mulheres jovens, sem filhos nascidos vivos etc.

Por fim, o contraste dos valores das duas relações de aborto provocado, obtidos por um e outro método de captação de informação, revela a presença diferencial de omissões, sendo estas mais presentes entre as mulheres de defasagem menor. De fato, enquanto entre estas mulheres aquelas relações se elevam cerca de seis vezes com o emprego da TRA, entre as mulheres com defasagem maiores relações apenas duplicam.

Idade no momento da entrevista

A Tabela 4 revela que, para a amostra A, as duas relações de aborto apontam, para as mulheres menores de 25 anos de idade, comportamento idêntico ao das mulheres mais velhas. Para a amostra B, no entanto, ambas as relações de aborto apresentam um diferencial por idade, apontando, como era esperado, os maiores valores para as mulheres mais jovens. Vale ressaltar que, entre as mulheres com menos de 25 anos, as relações de aborto são quase o dobro das anotadas com relação às mulheres com mais de 25 anos completos.

Também em conformidade com o esperado, observa-se que o grau de omissão é mais acentuado para o grupo de mulheres mais jovens. Decerto, enquanto apenas três (37,5%) dos oito abortos declarados na amostra A devem-se a essa categoria de mulheres, na

amostra B a elas cabem 22(53,6%) dos 41 abortos estimados. Ressalta-se, pois, que são fundamentalmente as gestações ocorridas entre as mulheres abaixo de 25 anos que resultam em aborto provocado.

Uso de contraceptivos

Quanto à utilização ou não de métodos contraceptivos, a Tabela 5 permite evidenciar que a incidência do aborto provocado revela-se diferencial em ambas as amostras, nas duas possíveis situações - por mulheres e por gestações -, mostrando-se sempre mais elevada entre as usuárias que entre as não usuárias destes métodos.

Este comportamento põe fim, em definitivo, à hipótese de sobreenumeração de eventos devida à TRA, já que tal suspeita residia, fundamentalmente, primeiro na desconfiança da impossibilidade

Tabela 4

Total de mulheres (M), total de abortos (A), total de gestações (G), algumas relações entre essas medidas e testes estatísticos correspondentes, para cada uma das amostras, e mulheres que responderam sim na TRA (S), segundo idade no momento da entrevista

Idade	Amostra A					
	M	A	G	A/M %	A/G %	G/M %
Menor de 25	283	3	30	10,6	10,0	10,6
Maior = 25	707	5	67	7,1	7,5	9,5
Subtotal	990	8	97	8,1	8,2	9,8
Estatística				0,31	0,18	0,29
Nível Desc.				0,573	0,676	0,591
Sem Inform.	14	-	1	0,0	0,0	7,1
Total	1.004	8	98	8,0	8,2	9,8

Idade	Amostra B						
	M	S	A	G	A/M %	A/G %	G/M %
Menor de 25	288	22	22	49	76,4	44,9	17,0
Maior = 25	708	30	19	80	42,4	23,8	4,2
Subtotal	983	52	41	129	41,3	31,8	13,1
Estatística					12,74	6,27	5,93
Nível Desc.					0,000	0,012	0,000
Sem Inform.	13	-	-	2	0,0	0,0	15,4
Total	996	52	41	131	41,3	31,3	13,2

de de as relações A/M e A/G apresentarem-se com a mesma tendência, ou seja, apontarem os valores mais elevados para uma mesma categoria de mulheres apenas quando empregada a técnica, e, segundo, no fato de que as categorias com as maiores taxas - aborto por mulher, por mil - coincidiam sempre com as de maiores omissões, o que não ocorre aqui.

Realmente, até então as maiores omissões eram atribuídas às mulheres com maior incidência de aborto provocado. Aqui, as maiores omissões ligam-se à categoria que se apresenta com o valor mais reduzido para as relações de aborto.

De fato, como pode-se observar na Tabela 5, entre as usuárias as taxas de aborto (por 1 mil mulheres) triplicam quando se leva em consideração os eventos não declarados espontaneamente, mais precisamente, ao se passar da amostra A para a amostra B. Em contrapartida, entre as não usuárias anota-se

uma taxa de 1,5% na amostra A e uma taxa de 27,2% na amostra B, ou seja, cerca de 20 vezes superior. Portanto, são as não usuárias de contraceptivos as que mais omitem casos de aborto provocado.

Pode-se inferir, pois, que a maioria das mulheres não-casadas, jovens e com número de nascidos vivos menor que o considerado ideal não se utiliza de contraceptivos. Donde emerge um risco potencial da ocorrência de novos abortos provocados, uma vez que nem a ocorrência de um caso recente levou essas mulheres à adoção de tais métodos.

Posicionamento frente ao aborto provocado

A Tabela 6 possibilita constatar que os abortos são significativamente mais frequentes entre as mulheres sem quaisquer restrições àquela prática que entre as mulheres que só a aceitam em algumas poucas situações, em

Tabela 5
Total de mulheres (M), total de abortos (A), total de gestações (G), algumas relações entre essas medidas e testes estatísticos correspondentes, para cada uma das amostras, e mulheres que responderam sim na TRA (S), segundo uso de métodos contraceptivos

Usuária	Amostra A					
	M	A	G	A/M %	A/G %	G/M %
Não	664	1	57	1,5	1,8	8,6
Sim	340	7	41	20,6	17,1	12,1
Subtotal	1.004	8	98	8,0	8,2	9,8
Estatística				10,36	7,46	3,08
Nível Desc.				0,001	0,006	0,079
Total	1.004	8	98	8,0	8,2	9,8

Usuária	Amostra B						
	M	S	A	G	A/M %	A/G %	G/M %
Não	608	26	16	68	27,2	23,5	11,2
Sim	388	26	25	63	63,5	39,7	16,2
Subtotal	996	52	41	131	41,3	31,3	13,2
Estatística					8,72	3,97	5,29
Nível Desc.					0,003	0,046	0,021
Total	996	52	41	131	41,3	31,3	13,2

Tabela 6

Total de mulheres (M), total de abortos (A), total de gestações (G), algumas relações entre essas medidas e testes estatísticos correspondentes, para cada uma das amostras, e mulheres que responderam sim na TRA (S), segundo verbalização das mulheres sobre situações em que considera aceitável a provocação de um aborto

Situações	Amostra A					
	M	A	G	A/M %	A/G %	G/M %
Algumas	642	2	68	3,1	2,9	10,6
Nenhuma	356	6	29	16,9	20,7	8,1
Subtotal	998	8	97	8,0	8,2	9,7
Estatística				5,44	8,15	1,56
Nível Desc.				0,020	0,009	0,212
Sem Inform.	6	-	1	0,0	0,0	16,7
Total	1.004	8	98	8,0	8,2	9,8

Situações	Amostra B						
	M	S	A	G	A/M %	A/G %	G/M %
Algumas	655	29	19	86	29,4	22,1	13,2
Nenhuma	336	23	22	43	65,7	51,2	12,7
Subtotal	991	52	41	129	41,7	31,8	13,0
Estatística					6,43	11,17	0,02
Nível Desc.					0,011	0,008	0,883
Sem Inform.	5	-	-	2	0,0	0,0	40,0
Total	996	52	41	131	41,3	31,3	13,2

ambas as amostras. Reciprocamente, um maior número de gestações termina em aborto provocado, nas duas amostras, entre as mulheres sem restrições a esta prática.

Ademais, as mulheres com restrições, embora apresentem os menores valores para as relações de aborto, despontam do contraste entre as duas técnicas de captação de informação como sendo as que mais omitem os eventos de interesse. Quer dizer então que, apesar dessas mulheres recorrerem efetivamente com menor frequência à provocação de um aborto, elas não o declaram.

Novamente, portanto, há evidências para a rejeição da hipótese da sobreenumeração da TRA. Aqui, com mais propriedade ainda, uma vez que é mais plausível, de fato, que as mulheres com restrições a tal prática omitam mais fre-

qüentemente a provocação de um aborto.

Considerações finais

As pesquisas que têm utilizado conjuntamente a técnica convencional de abordagem e a TRA, visando comparar as estimativas de aborto provocado derivadas das mesmas, são unânimes em evidenciar que as taxas obtidas via TRA são mais elevadas que as obtidas convencionalmente. Atribuem-se tais resultados à remoção da inibição presente na abordagem direta. Quão mais acurados são os níveis obtidos via TRA ainda é uma incógnita, posto que a confiabilidade desta estimativa ainda não foi devidamente testada.

Podemos intuir que o sucesso da utilização da TRA depende não somente

da aceitação do entrevistado em jogá-la, mas também, e sobretudo, do entendimento do jogo e da confiança nele depositada. Mais precisamente: a estimativa conseguida com a TRA estará tão mais próxima do verdadeiro valor do parâmetro buscado quanto maior for o número de pessoas que jogarem honestamente, para o que se revela imprescindível o estabelecimento do binômio "entendimento-confiança".

As pesquisas, em geral, procuram avaliar a validade da TRA em função do grau de compreensão da técnica, medido através da confiança e da boa vontade do entrevistado com respeito ao jogo. Neste sentido, a cada entrevista, depois de se jogar a TRA, formulam-se questões do tipo: Você entendeu o jogo? Você julga haver "truque" no jogo? Você acredita que seus amigos ou pessoas de suas relações entenderiam como se joga? Você acredita que seus amigos responderiam à questão sensível - indução de um aborto - se fossem abordados de forma direta?

Um balanço dos resultados obtidos com este tipo de levantamento - que desafortunadamente quase sempre se referem a modalidades de TRA tão requintadas, melhor dizendo, que sofisticam tanto as regras do jogo que, a meu ver, podem comprometer o seu entendimento - constatou que:

1) Existe certa dificuldade por parte das entrevistadas em entender o mecanismo do jogo (entre 20% e 30% delas admitem ser difícil jogá-lo).

2) O entendimento do jogo varia direta e positivamente com o nível de instrução da entrevistada: entre as mulheres instruídas ele é apontado como sendo bastante fácil e entre as analfabetas é avaliado como sendo difícil. Em consequência, as vantagens da TRA em populações com baixo nível de instrução resultariam bastante diminuídas.

3) Não existe um consenso quanto a acreditar haver ou não "truque" no jogo. A proporção de mulheres que acreditam

haver truque varia de 12% a 88%. Vale a pena anotar que as proporções mais elevadas foram observadas em Taiwan - 40% (Rider *et al.*, 1976) e 88% (Chow e Liu, 1974). Nas demais localidades estas geralmente atingem a cifra de aproximadamente 20%.

4) Também existe desencontro nas proporções de respostas afirmativas à questão: "Você acredita que seus amigos responderiam diretamente à questão sensível?" Nos extremos encontram-se os achados de Rider *et al.* (1976) e Alber-nathy *et al.* (1970). Este, ao observar que 67% das mulheres entrevistadas responderam negativamente a esta questão e apenas 17% de modo afirmativo - as restantes (16%) mostraram-se indecisas -, concluiu ser esta uma revelação importante a indicar a necessidade de se estudar o aborto induzido via TRA. Rider, por sua vez, obteve apenas 6% de negativas e 79% de afirmativas, alegando, então, que talvez isso se deva ao fato de que em Taiwan não só a prática do aborto é generalizada, como também sua realização está a cargo de profissionais competentes de hospitais ou clínicas bem equipadas.

Por conta destes achados, muitos autores concluíram que a TRA como metodologia para estimar a incidência do aborto provocado revela-se imperfeita (Tietze, 1987) e que sua utilidade prática deve continuar sendo um tema de estudo (Chow, 1981).

No Brasil, embora estes sejam os primeiros resultados obtidos por meio desta técnica, pode-se seguramente evidenciar suas vantagens potenciais. É bem verdade, anotando-se ainda que tardiamente, que a população investigada ocupa, com respeito ao conjunto nacional, uma posição social privilegiada, sobretudo em termos de escolaridade e renda (ver Silva, 1992), facilitando, conseqüentemente, a compreensão do jogo. Contudo, considerando-se o fato de o tipo de jogo adotado nesta pesquisa ser ao mesmo tempo simples e familiar em

nosso meio, acredita-se que mesmo nas camadas menos favorecidas da sociedade seu entendimento seja de fácil assimilação.

Aliás, em 1993 esta pesquisa foi reproduzida para o município de São Paulo, sabidamente diversificado em termos socioculturais, e tampouco detectou-se qualquer dificuldade de se entender a TRA. Embora análises mais minuciosas sobre estes dados ainda não estejam disponíveis, tanto a incidência do aborto provocado como o grau de omissão de sua prática detectados revelaram-

se perfeitamente condizentes com os achados de Vila Madalena.

Acreditando na extrema utilidade da TRA para se avançar no entendimento do comportamento do aborto provocado em nosso meio - onde, além desta prática, por lei, constituir-se em crime, há uma forte influência do catolicismo -, pretendendo, num futuro próximo, voltar a trabalhar no município de São Paulo, recorrendo a uma modalidade de TRA mais simplificada, análoga ao processo eleitoral, com "voto" secreto (ver Silva, 1992).

Notas

- (1) Refiro-me aqui, é claro, a pesquisas eminentemente quantitativas, em que a resistência pode distorcer a informação desejada. As pesquisas qualitativas servem-se de outras metodologias para contornar essa dificuldade.
- (2) Aclare-se que a estatística só é significativa quando o nível descrito for inferior a 0,05.

Referências bibliográficas

- ALBERNATHY, J.R. *et al.* "Estimates of induced abortion in urban North Carolina". *Demography*, n.7, 1970, pp.19-29.
- CHI, I.C. *et al.* "The Randomized Response Technique as used in the Taiwan outcome of pregnancy study". *Studies in Family Planning*, 3(11), novembro, 1972, pp. 265-9.
- CHOW, L.P. "Methodology of abortion survey". *Proceedings of the International Population Conference (IUSSP)*, Manila, 1981, vol. I, pp.335-53.
- CHOW, L.P. *et al.* "Feasibility of the Randomized Response Technique in Rural Ethiopia". *American Journal of Public Health*, 69(3), março, 1979, pp. 273-6.
- CHOW, L.P. e LIU, P.T. Randomized Response Technique: Hopkins models. A manual for users. *Paper preparado para o Population Council under its Grant*, n. D.72013C, novembro, 1974.
- GREENBERG, B.G. *et al.* "The unrelated question Randomized Response Model: theoretical framework". *Journal of the American Statistical Association*, n.64, 1969, pp. 520-39.
- _____. "A new survey technique and its application in the field of public health". *Milbank Memorial Fund Quarterly*, n. 48, 1970, pp. 39-55.
- _____. "Application of the Randomized Response Technique in obtaining quantitative data". *Journal of the American Statistical Association*, n. 66, 1971, pp. 243-59.
- HAN, D.W. e CHO, N.H. "Korea(South)". *Studies in Family Planning*, 9(9), 1978, pp. 238-41.
- HANSEN, M.H. *et al.* *Sample survey methods and theory*. New York, John Wiley and Sons, Inc., vol. II, 1953.

- HORVITZ, D.G. *et al.* "The unrelated question Randomized Response Model". *Proceedings of the Social Statistics Section, American Statistical Association*, 1967.
- INTERNATIONAL PLANNED PARENTHOOD FEDERATION (IPPF). *Survey of world needs in family planning*. Londres, IPPF, 1974.
- KROTKI, J.K. e McDANIEL, S.A. "La technique de réponse rendue aléatoire: quelques résultats d'une étude en Edmonton, Canada". *Population et Famille*, vol. 41, n. 2, 1977, pp. 91-119.
- MORAES, N. - "Health and population in Brazil". In: *Population and the role of law in the Americas*, Med Jord, Mass, Tufts University Fletche School of Law and Diplomacy, 23-25, 1974.
- NEUPERT, F.R. "Nova projeção da população brasileira : hipóteses baseadas em informações recentes". In: WONG, L.R. *et al.*, *Futuro da população brasileira. Projeções, previsões e técnicas*, São Paulo, ABEP, 1987, pp. 52-87.
- ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DE SAÚDE (OMS). "Aborto espontâneo y provocado". *Série Informe Técnico*, Genebra, OMS, n.461, 1970.
- _____. *Induced abortion: guidelines for the provision of care and services*, Genebra, OMS, 1980.
- RIDER, R.V. *et al.* "A comparison of four methods for determining prevalence of induced abortion - Taiwan, 1970-1971". *American Journal of Epidemiology*, vol. 103, n. 1, janeiro, 1976, pp. 37-50.
- SILVA, R.S. "Técnica de Resposta ao Azar (TRA): uma proposta alternativa". *Anais do VII Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, São Paulo, ABEP, 1990.
- _____. *Aborto provocado: sua incidência e características. Um estudo com mulheres em idade fértil residentes no subdistrito de Vila Madalena*. Tese de doutorado, São Paulo, Faculdade de Saúde Pública, USP, 1992.
- SILVA, R.S. e MORELL, M.G. "Nupcialidade brasileira: padrões e tendências". *São Paulo em Perspectiva*, São Paulo, Fundação SEADE, vol. 4, ns. 3-4, 1991.
- STEPHAN, F.F. e MCCARTHY, P.J. *Sampling Opinions*. New York, John Wiley and Sons, Inc., 1972.
- TEZCAN, S. e OMRAN, A.R. "Prevalence and reporting of induced abortion in Turkey: two survey techniques". *Studies in Family Planning*, 12(67), 1981, pp. 262-71.
- TIETZE, C. *Informe mundial sobre el aborto*. Madri, Instituto de la Mujer, Ministerio de Cultura, 1987.
- WARNER, S.L. "Randomized Response: a survey technique for eliminating evasive answer bias". *Journal of the American Statistical Association*, n. 60, 1965, pp. 63-9.

RESUMO - O uso da Técnica de Resposta ao Azar (TRA) na caracterização do aborto ilegal. O artigo objetiva avaliar o nível e a tendência do aborto provocado, bem como detectar a proporção de mulheres que omitem a provocação de um aborto quando questionadas diretamente, segundo algumas variáveis demográficas. Para tanto, foram extraídas duas amostras aleatórias do total de mulheres entre 15 e 49 anos completos residentes no subdistrito de Vila Madalena, São Paulo. Numa das amostras, o número de abortos provocados em 1987 foi obtido por abordagem direta; na outra, essa mesma informação foi estimada com o auxílio da Técnica de Resposta ao Azar (TRA). Os resultados permitiram constatar a utilidade da TRA para estimar o nível do aborto provocado. O contraste dessas duas metodologias revelou uma omissão de aproximadamente 80%, ou seja, 80 a cada 100 mulheres omitem a provocação de um aborto quando questionadas diretamente. Decorrentemente, diagnosticou-se que ocorreram no Brasil, naquele ano, cerca de 1,5 milhões de abortos. Ademais, observou-se que, em geral, as mulheres mais omissas são as que recorrem mais freqüentemente à provocação de um

aborto, quais sejam: as jovens, as solteiras, as que não têm filhos nascidos vivos, as que não atingiram o número de filhos tido como ideal e as que não têm restrições em aceitar a provocação de um aborto.

ABSTRACT - The use of RRT in the characterization of the induced abortion. *The objective of this paper is evaluate the level and the tendency of the induced abortion, as well as evaluate the ratio women who induced abortions refuse to admit their experience when questioned directly, as a function to some demographic variables. Two population samples were selected through a random draw of the totality women between 15 and 49 years old dwellers in the area of Vila Madalena, São Paulo. In one sample was investigated the number of induced abortion in 1987 through a conventional direct approach. In the other sample the same information was estimated using the RRT. The research results evidence the utility of the RRT in establishing abortion levels. Contrasting the results of the two methodologies 80% the voluntary omissions of information were detected, that is, around 80 in every 100 women who induced abortions refuse to admit it when questioned directly. This one suggests a totality of 1,5 millions the illegals abortions in Brazil for that year. To sum up, the analysis of variations furnishes evidence showing that single women, young women, women who have not had live births, women who have a number of children below the expected ideal, and women who do not have any restrictions as to abortion constitute the categories most inclined to resort to induced abortion. Each of this categories are composed substantially of women who doesn't admit their induced abortion.*

Recebido para publicação em 10/02/94.
Aprovado para publicação em 20/08/94.