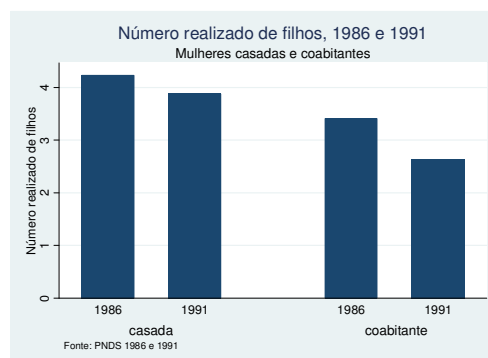
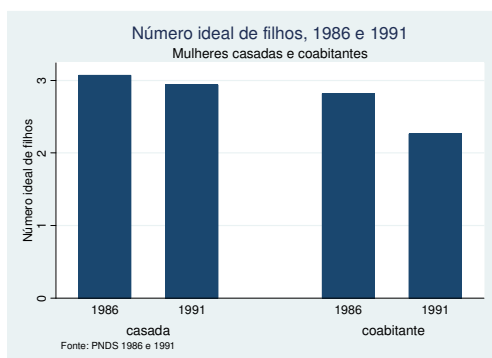


7- Exercícios de Robustez

7.1.Tendência Temporal

Todos os efeitos encontrados anteriormente poderiam ser fruto de uma tendência de redução da diferença entre a fecundidade de mulheres concubinas e mulheres casadas ao longo dos anos. Caso houvesse tal tendência, o aumento relativo da fecundidade desejada pelas concubinas seria causado por outros fatores, não pela passagem da Lei do Concubinato.

Quando analisamos os dados da DHS de 1986 e 1991, encontramos uma tendência oposta à que geraria os resultados encontrados. Há uma queda da fecundidade tanto de mulheres casadas quanto de concubinas. Porém, como mostra Lazo (2000), a queda é maior entre as mulheres em coabitação. Os gráficos abaixo, corroboram tal observação.



Caso a tendência continuasse a ser verificada em 1996, a diferença entre a fecundidade desejada por casadas e concubinas aumentaria. Pode-se argumentar, contudo, que quanto menor o número médio de filhos, menor será a queda da fecundidade devido às melhorias de condições de vida e que, portanto, deveria haver uma tendência à convergência dos níveis de fecundidade das uniões formais e informais no longo prazo. A passagem da lei do concubinato, no entanto, foi capaz de não só anular a tendência de aumento dessa diferença, como também tratou de invertê-la. Como mostram os resultados anteriormente apresentados, tal inversão da tendência ocorre mesmo após controlarmos por inúmeras variáveis sócio-econômicas que poderiam explicar a transição demográfica no Nordeste.

7.2.Outros indicadores de Fecundidade

Tabela 12
Testes de Robustez

Grupo de tratamento :	Concubinas versus Formalmente casadas			Concubinas versus Formalmente casadas		Concubinas versus Formalmente casadas	
Grupo de controle :	<i>Mulheres com mais de 5 anos de união ou com pelo menos um filho em comum com o atual parceiro</i>			<i>Menos de 5 anos e pelo menos 1 filho comum</i>		<i>Mais de 5 anos e pelo menos 1 filho comum</i>	
<i>Painel A: Último parto foi feito por cirurgia cesariana</i>							
<i>Estimativas de diferenças em diferenças</i>							
Região Rural	-0.114*** (0.001)	-0.146*** (0.000)	-0.112** (0.012)	-0.045 (0.495)	-0.127 (0.229)	-0.150*** (0.001)	-0.119** (0.023)
Região Urbana	-0.022 (0.652)	-0.029 (0.533)	-0.027 (0.539)	0.052 (0.503)	0.037 (0.649)	-0.035 (0.585)	-0.043 (0.481)
Número de observações	2015	2015	1966	744	728	1271	1238
	0.042	0.137	0.180	0.023	0.146	0.085	0.227
<i>Painel B: Gravidez atual: Gostaria de ter tido (No momento ou depois)</i>							
<i>Estimativas de diferenças em diferenças</i>							
Região Rural	0.387** (0.041)	0.414** (0.017)	0.491* (0.060)	0.742** (0.020)	0.455 (0.173)	0.243 (0.288)	-0.115 (0.717)
Região Urbana	0.102 (0.604)	0.074 (0.679)	0.000 (0.999)	-0.072 (0.792)	-0.172 (0.528)	0.142 (0.565)	0.179 (0.491)
Número de observações	277	273	265	98	95	175	170
R2 Ajustado	0.108	0.278	0.326	0.184	0.554	0.118	0.322
<i>Painel C: Não deseja ter mais filhos ou é esterilizada ou é infecunda</i>							
<i>Estimativas de diferenças em diferenças</i>							
Região Rural	-0.256*** (0.000)	-0.131** (0.022)	-0.112* (0.076)	-0.447*** (0.005)	-0.294** (0.038)	-0.138** (0.026)	-0.048 (0.479)
Região Urbana	-0.098 (0.109)	-0.042 (0.390)	-0.036 (0.467)	-0.024 (0.798)	-0.018 (0.827)	-0.072 (0.276)	-0.040 (0.499)
Número de observações	3416	3328	3251	765	748	2563	2503
R2 Ajustado	0.050	0.309	0.340	0.102	0.303	0.047	0.213
<i>Controles</i>							
Controles de desejo	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controles sócio-econômicos	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controles de fecundidade	Não	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controles de trabalho	Não	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

Nota1: A tabela 13 apresenta as estimativas de diferenças em diferenças para a probabilidade de ocorrência dos seguintes eventos:

Painel A: Último parto foi feito por cirurgia cesariana. A variável dependente vale 1 se o último parto foi feito via cirurgia cesariana e zero caso contrário (parto normal)

Painel B: Gostaria de ter engravidado. A variável dependente toma o valor de 1 caso a mulher ache que a gravidez ocorreu no momento certo ou acha que poderia ter ocorrido algum momento depois. A variável vale zero se a mulher não queria ter engravidado de forma alguma.

Painel C: Não deseja ter mais filhos ou é esterilizada ou é infecunda. Essa variável é uma medida das chances de uma mulher engravidar no futuro. Ela vale 1 se a mulher não deseja ter mais filhos ou foi esterilizada ou é infecunda por outro motivo, e vale zero caso contrário.

Nota 2: Os p-valores robustos obtidos através de uma matriz de covariância clusterizada são apresentados entre parênteses.

Nota 3: Controles de desejo são: Marido deseja ter mais filhos que a esposa, ambos desejam o mesmo número de filhos. Controles sócio-econômicos : Possui rádio, possui televisão, anos de estudo, não sabe ler, assiste à televisão semanalmente, sexo do chefe do domicílio, idade do chefe do domicílio, anos de união, idade, idade ao quadrado, idade agrupada em 5 em 5 anos, e tempo de moradia na residência atual. Controles de fecundidade: Número de crianças nascidas vivas, partos nos últimos 5 anos, conhecimento de métodos anticoncepcionais, conhece seu ciclo ovulatório, idade no primeiro parto, idade no primeiro casamento, tem dois filhos ou mais, tem três filhos ou mais, quatro filhos ou mais, 5 filhos ou mais. Controles de trabalho: Trabalha, trabalha em casa, recebe salário por seu trabalho. Controles da entrevista: Presença do marido durante a entrevista, presença de outros homens, presença de outras mulheres e presença de outras crianças no momento da entrevista.

Fonte: PNDS 1991 e 1996

A variável sobre o tamanho desejado da família é utilizada em pesquisas de demografia desde as primeiras Pesquisas Mundiais de Fecundidade (WFS) da década de 1970. Apesar de ser bastante precisa para determinar a taxa de fecundidade total das populações pesquisadas (Pritchett, 1994, Bankole e Westoff, 1998), alguns autores argumentam que o mesmo não valeria para o nível individual. Gravidezes indesejadas, mortalidade infantil ou forte preferência por filhos de um determinado sexo poderiam fazer com que mulheres tivessem mais filhos do que reportam desejar. Pode ocorrer ainda de as mulheres racionalizarem gravidezes indesejadas, aumentando o tamanho ideal da família para não admitir que tiveram filhos não desejados (Bongaarts, 1990; Tan e Tey, 1994).

Uma forma alternativa de se medir a fecundidade é perguntar se a última gravidez foi desejada naquele momento, se a mulher gostaria de ter o filho, porém em outro momento, ou se não gostaria de tê-lo de forma alguma. No painel B da tabela 12, estimo um modelo de probabilidade linear no qual a variável dependente vale 1 se a mulher gostaria de ter tido o filho no momento ou depois e vale zero se a gravidez foi indesejada. A coluna 4 mostra que as concubinas passaram aceitar mais a gravidez em relação às suas contrapartes casadas. Apesar do alto coeficiente estimado para todas as concubinas afetadas pela lei, as estimativas não são robustas à quebra da amostra pelo tempo de união. Um outro problema dessa medida é que ela não é imune ao problema da racionalização, que pode estar por trás da alta magnitude (49%) do coeficiente da coluna 4.

Outra forma de se determinar a taxa de fecundidade é perguntar às mulheres se elas querem continuar tendo filhos. Bankole e Westoff (1998), usando única DHS com dados em painel, a do Marrocos de 1992 e 1995, mostram que uma esta pode ser uma variável bastante precisa para a determinação da taxa de fecundidade total de uma população. O mesmo resultado é encontrado por Islam e Bairagi (2003) que acompanharam por 5 anos o comportamento fértil de mulheres da região rural de Matlab, em Bangladesh.

Seguindo o agrupamento adotado por Islam e Bairagi (2003), estimamos um modelo de probabilidade linear no qual a variável dependente assume o valor 1 se a mulher é infecunda, esterilizada ou não deseja mais ter filhos, e zero caso contrário. A regressão estima a equação 1. Mais uma vez, o efeito da lei se mostra concentrado na área rural. A coluna 4 do painel C mostra que a probabilidade de uma concubina não desejar ter mais filhos, ser estéril ou infecunda decresce por volta de 10% para as concubinas afetadas pela lei e que moram na área rural. Para as concubinas que têm menos de 5 anos de união e pelo menos um filho com o atual cônjuge, a redução é de aproximadamente 30 pontos percentuais.

7.3.Outros indicadores de pobreza do domicílio

A Lei do Concubinato incide com maior força sobre aquelas mulheres que possam vir a necessitar de alimentos no caso da dissolução da união. De forma a testar se é realmente esse o canal pelo qual as estimativas do efeito da Lei são

mais altas nas áreas rurais, decompõem o efeito da Lei por outras variáveis que possam também indicar a pobreza do domicílio. Os painéis A B e C da tabela 13 mostram as estimativas de uma modificação da equação 1 para o número ideal de filhos, decompondo pela existência de água encanada no domicílio, analfabetismo da mulher entrevistada e posse de sanitário dentro ou no entorno da casa.

Para as mulheres com mais de 5 anos de união ou pelo menos um filho, o efeito da Lei gira em torno de 0,7 filho a desejado a mais pelas concubinas que não possuem água encanada em casa, que não sabem ler e entre as que não possuem um sanitário dentro ou no entorno da casa. Confirmando a hipótese de que a Lei age sobre as mulheres mais pobres do Nordeste, o efeito estimado não é estatisticamente diferente de zero para as mulheres que sabem ler ou que possuem banheiro ou água em casa. O efeito não se mostrou significativo para as mulheres com menos de 5 anos de união. Já entre as mulheres que possuem um filho, estão unidas há mais de 5 anos e são consideradas mais pobres segundo os critérios supracitados, efeito estimado é semelhante ao encontrado na área rural, próximo de um (1) filho a mais por mulher e significativo a 5%. É de se notar também que, dos 3 critérios utilizados como proxy de pobreza, o provavelmente mais severo de todos, falta de um sanitário dentro ou no entorno da casa, é aquele cujo coeficiente estimado é o maior (1,15 filho por mulher concubina que não possui sanitário em casa) e com a maior significância estatística.

Tabela 13
Testes de Robustez

Grupo de tratamento :	Concubinas versus Formalmente casadas			Concubinas versus Formalmente casadas		Concubinas versus Formalmente casadas	
Grupo de controle :	Mulheres com mais de 5 anos de união ou com pelo menos um filho em comum com o atual parceiro			Menos de 5 anos e pelo menos 1 filho comum		Mais de 5 anos e pelo menos 1 filho comum	
Painel A: Possui água encanada em casa ou no entorno dela							
Estimativas de diferenças em diferenças							
Não possui água encanada	0.492* (0.062)	0.549* (0.065)	0.726** (0.021)	0.144 (0.656)	0.133 (0.727)	0.649* (0.057)	0.975** (0.020)
Possui água encanada	0.098 (0.655)	0.035 (0.836)	0.038 (0.828)	0.155 (0.433)	0.021 (0.926)	0.021 (0.947)	0.099 (0.691)
Número de observações	4725 0.032	3296 0.044	3234 0.095	854 0.043	750 0.100	3871 0.028	2484 0.078
Painel B: Sabe ler ou não							
Estimativas de diferenças em diferenças							
Não sabe ler	0.471 (0.150)	0.668** (0.047)	0.699* (0.057)	0.527 (0.143)	0.441 (0.326)	0.408 (0.358)	0.963** (0.043)
Sabe ler	0.148 (0.481)	0.058 (0.730)	0.115 (0.505)	0.055 (0.779)	-0.041 (0.853)	0.195 (0.497)	0.199 (0.442)
Número de observações	4726 0.031	3295 0.043	3236 0.094	854 0.042	750 0.100	3872 0.026	2486 0.078
R2 Ajustado							
	0.031	0.043	0.094	0.042	0.100	0.026	0.078
Painel C: Possui sanitário em casa ou no entorno dela							
Estimativas de diferenças em diferenças							
Não possui sanitário	0.562** (0.045)	0.538* (0.088)	0.713** (0.026)	0.176 (0.576)	0.032 (0.932)	0.751* (0.052)	1.154*** (0.005)
Possui sanitário	0.096 (0.656)	0.083 (0.600)	0.097 (0.572)	0.203 (0.292)	0.113 (0.608)	0.052 (0.859)	0.141 (0.589)
Número de observações	4721 0.032	3294 0.044	3232 0.094	851 0.040	747 0.097	3870 0.028	2485 0.078
R2 Ajustado	0.032	0.044	0.094	0.040	0.097	0.028	0.078
Controles de desejo	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controles sócio-econômicos	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controles de fecundidade	Não	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controles de trabalho	Não	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

Nota1: A tabela 12 apresenta as estimativas de diferenças em diferenças para a probabilidade de ocorrência dos seguintes eventos:

Painel A: Último parto foi feito por cirurgia cesariana. A variável dependente vale 1 se o último parto foi feito via cirurgia cesariana e zero caso contrário (parto normal).

Painel B: Gostaria de ter engravidado. A variável dependente toma o valor de 1 caso a mulher ache que a gravidez ocorreu no momento certo ou acha que poderia ter ocorrido algum momento depois. A variável vale zero se a mulher não queria ter engravidado de forma alguma.

Painel C: Não deseja ter mais filhos ou é esterilizada ou infecunda. Essa variável é uma medida das chances de uma mulher engravidar no futuro. Ela vale 1 se a mulher não deseja ter mais filhos ou foi esterilizada ou é infecunda por outro motivo, e vale zero caso contrário.

Os p-valores robustos obtidos através de uma matriz de covariância clusterizada são apresentados entre parênteses. Nas primeiras 4 colunas, o grupo de tratamento é composto por concubinas que possuem mais 5 de anos de união estável ou que tem um filho em comum com seu companheiro, enquanto que o grupo de comparação é constituído por mulheres legalmente casadas com as mesmas características.

Nota 2: Controles de desejo são: Marido deseja ter mais filhos que a esposa, ambos desejam o mesmo número de filhos. Controles sócio-econômicos: Possui rádio, possui televisão, anos de estudo, não sabe ler, assiste à televisão semanalmente, sexo do chefe do domicílio, idade do chefe do domicílio, anos de união, idade, idade ao quadrado, idade agrupada em 5 em 5 anos, e tempo de moradia na residência atual. Controles de fecundidade: Número de crianças nascidas vivas, partos nos últimos 5 anos, conhecimento de métodos anticoncepcionais, conhece seu ciclo ovulatório, idade no primeiro parto, idade no primeiro casamento, tem dois filhos ou mais, tem três filhos ou mais, quatro filhos ou mais, 5 filhos ou mais. Controles de trabalho: Trabalha, trabalha em casa, recebe salário por seu trabalho. Controles da entrevista: Presença do marido durante a entrevista, presença de outros homens, presença de outras mulheres e presença de outras crianças no momento da entrevista.

Fonte: PNDS 1991 and 1996

7.4. Amostra Placebo

O grupo das mulheres que não possuem filho com o atual marido e têm menos de 5 anos de união não é diretamente afetado pela lei do concubinato, podendo se constituir em um grupo placebo para a passagem da lei. Se efeitos mostrados anteriormente se deverem à recomposições entre o grupo de tratamento e comparação ou entre as áreas rural e urbana, esperaríamos que também afetasse também as estimativas de diferenças de diferenças da comparação entre concubinas e casadas sem filhos e com menos de 5 anos de união.

Tabela 14
Número Ideal de Filhos: Placebo

Grupo de tratamento :	Concubinas versus			
Grupo de controle :	Formalmente casadas			
Mulheres com menos de 5 anos de união e sem filho comum com o atual parceiro				
Painel A				
Estimativas de diferenças em diferenças				
Toda a amostra	0.164 (0.484)	0.044 (0.865)	0.046 (0.853)	0.091 (0.713)
Painel B				
Estimativas de diferenças em diferenças				
Região Urbana	0.472** (0.036)	0.324 (0.172)	0.262 (0.260)	0.365 (0.129)
Região Rural	-0.632 (0.268)	-0.583 (0.381)	-0.471 (0.481)	-0.454 (0.479)
Controles				
Controles de desejo	Não	Sim	Sim	Sim
Controles sócio-econômico	Não	Não	Sim	Sim
Controles de fecundidade	Não	Não	Não	Sim
Controles de trabalho	Não	Não	Não	Sim
Controles da entrevista	Não	Não	Não	Sim
Observações	372	340	335	332
R2 ajustado	0.023	0.047	0.127	0.189

Fonte: PNDS 1991 e 1996

Nota1: A tabela 11 apresenta as estimativas de diferenças em diferenças para o número desejado de filhos de mulheres que não foram afetadas pela lei. O grupo de tratamento são as concubinas com menos de 5 anos de união que não têm nenhum filho da atual relação, e o grupo de comparação são mulheres casadas na mesma situação. Estimo a equação 1 e 2 por mínimos quadrados ordinários. Os p-valores robustos obtidos através de uma matriz de covariância clusterizada são apresentados entre parênteses.

A tabela 14 mostra que a lei do concubinato não afeta as decisões de planejamento familiar de mulheres que não são elegíveis à aplicação da lei. O efeito estimado da lei é próximo de zero (0.091) e não se pode rejeitar a hipótese de que ele seja nulo (p-valor de 71%). Em relação à decomposição entre as áreas rural e urbana, não rejeitamos a hipótese de os coeficientes estimados serem diferentes de zero. O efeito, entretanto, aparece com sinal negativo para a área rural. A grande variância das estimativas decorre provavelmente de baixo número de observações disponíveis para a realização desse exercício quando decomposmos o efeito por área rural e urbana.

7.5.Migração

Caso as mulheres com menor desejo por filhos tivessem migrado do campo para a área urbana, a média do número de filhos desejado no campo subiria somente devido à migração, e não à segurança proporcionada pela lei.

Uma forma de contornar esse problema é retirar da amostra todas as mulheres que migraram (independente da origem e do destino) nos últimos 5 anos. A Tabela 15 mostra as estimações do efeito da lei do concubinato quando retiramos tais mulheres. Entre as que têm menos de 5 anos de união, aproximadamente 30% são migrantes. Ao ficarmos apenas com as mulheres não

migrantes, o efeito da lei sobre o número ideal de filhos é reforçado, chegando a 1,3 filho (significante a 5%) por mulher na área rural, rejeitando a hipótese da migração. A magnitude do efeito não é muito alterada quando quebramos a amostra entre mulheres com mais e com menos de 5 anos de união.

Tabela 15
Exercícios de Robustez: Migração

Grupo de tratamento :	Concubinas versus Formalmente casadas				Concubinas versus Formalmente casadas		Concubinas versus Formalmente casadas	
Grupo de controle :	Mulheres com mais de 5 anos de união ou com pelo menos um filho em comum com o atual parceiro				Menos de 5 anos e pelo menos 1 filho comum		Mais de 5 anos e pelo menos 1 filho comum	
Panel A- Número Ideal de Filhos : Retirando da amostra todas as mulheres que migraram entre 1991 e 1996								
Estimativas de diferenças em diferenças								
Toda a amostra	0.278 (0.172)	0.386** (0.027)	0.413** (0.024)	0.445** (0.014)	0.216 (0.373)	0.094 (0.702)	0.276 (0.309)	0.571** (0.016)
(Decomposição do efeito)								
Região Rural	0.374 (0.456)	1.013*** (0.009)	1.115*** (0.005)	1.293*** (0.001)	0.953** (0.031)	1.296** (0.012)	0.232 (0.711)	1.324*** (0.004)
Região Urbana	0.228 (0.203)	0.114 (0.479)	0.110 (0.522)	0.148 (0.398)	-0.059 (0.813)	-0.175 (0.493)	0.252 (0.297)	0.208 (0.403)
Observações na amostra original	4835	3385	3370	3322	855	750	3875	2486
Número de observações	4109	2837	2823	2785	610	535	3405	2174
R2 ajustado	0.027	0.045	0.087	0.098	0.028	0.115	0.024	0.083
Panel B- Probabilidade de Esterilização : Retirando da amostra todas as mulheres que migraram entre 1991 e 1996								
Estimativas de diferenças em diferenças								
Toda a amostra	-0.071 (0.193)	-0.177*** (0.000)	-0.125*** (0.000)	-0.127*** (0.000)	0.072 (0.156)	-0.041 (0.375)	-0.064 (0.342)	-0.074* (0.066)
(Decomposição do efeito)								
Região Rural	-0.093 (0.329)	-0.209*** (0.000)	-0.125** (0.011)	-0.124** (0.016)	-0.026 (0.736)	-0.096 (0.121)	-0.089 (0.430)	-0.089 (0.137)
Região Urbana	-0.060 (0.346)	-0.170*** (0.000)	-0.130*** (0.001)	-0.125*** (0.002)	0.106** (0.047)	-0.023 (0.657)	-0.044 (0.594)	-0.061 (0.218)
Observações na amostra original	4908	3385	3299	3225	859	745	3939	2480
Número de observações	4168	2837	2761	2698	612	530	3457	2168
R2 ajustado	0.015	0.343	0.438	0.450	0.018	0.217	0.009	0.470
Controles de desejo	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controles sócio-econômicos	Não	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controles de fecundidade	Não	Não	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controles de trabalho	Não	Não	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controles da entrevista	Não	Não	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

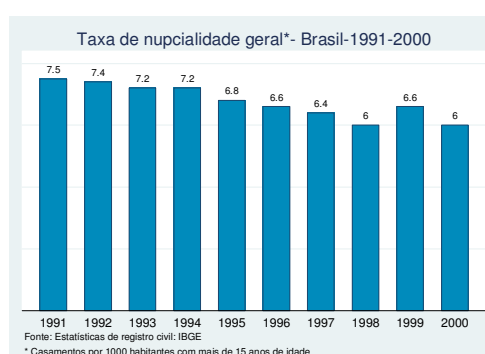
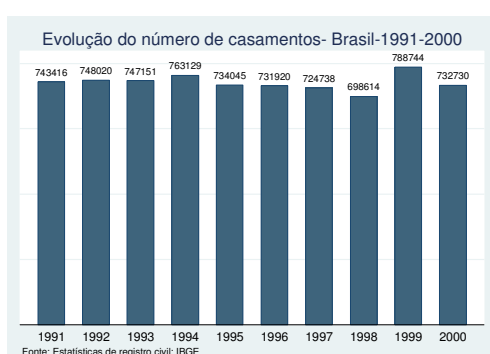
Nota: Os p-valores robustos obtidos através de uma matriz de covariância clusterizada são apresentados entre parênteses.

Fonte: Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde de 1991 e 1996.

Em relação à probabilidade de esterilização, o efeito é de uma diminuição em torno de 12 pontos percentuais quando consideramos mulheres com um filho em comum ou mais de 5 anos de relacionamento. Para esse grupo, a diminuição da probabilidade de esterilização é estatisticamente significante a 5% na área rural e a 1% na área urbana. Já para as mulheres com menos de 5 anos de união, o efeito deixa de ser significante a 10% nas duas áreas. Entre as mulheres com mais de 5 anos de união, a queda da probabilidade de se fazer a esterilização é de aproximadamente 7 pontos percentuais, significante a 10%.

7.6. Recomposição por casamentos e separações

Segundo as estatísticas de registro civil do IBGE, durante a década de 90 houve uma queda da proporção de casamentos formais em relação à população com mais de 15 anos de idade. Não há uma quebra dessa tendência em 1995 ou 1996. Aparentemente, portanto, a Lei do Concubinato não afetou a decisão de se casar ou não. Em relação aos divórcios e separações, tampouco se observa qualquer aumento ou diminuição mais acentuada, com aproximadamente 84 mil divórcios em 1994, 87 mil em 1995 e 84 mil em 1996 (IBGE, 2002).



De forma a me certificar de que o impacto estimado da lei não se deve à mudanças do mercado matrimonial entre os dois anos analisados, adoto a seguinte estratégia: Estimo, através de um modelo multinomial logístico, a probabilidade de que uma mulher esteja legalmente casada, em coabitação e separada/ ou divorciada em 1991. Repito o procedimento para 1996. Uma vez estimados os dois modelos, simulo qual seria a probabilidade de cada mulher estar em cada um dos estados conjugais no ano em que foi entrevistada. Para cada mulher, simulo também a probabilidade de cada estado conjugal caso ela fosse entrevistada no outro ano, mas permanecesse com suas características do ano em que foi de fato entrevistada, exatamente como se faz para se calcular uma decomposição de Oaxaca(1973)-Blinder(1973). Aquelas mulheres cuja diferença da probabilidade estimada de serem casadas em cada ano foi maior 20% foram então excluídas da amostra. O mesmo critério foi adotado para a probabilidade de ser concubina e ser separada/ ou divorciada.

Após retirar as mulheres com alta probabilidade de não mais pertencer ao seu atual estado conjugal caso fossem entrevistadas no outro ano de pesquisa (alta probabilidade de mudar de estado conjugal entre 1991 e 1996), o coeficiente estimado do impacto da Lei do concubinato sobre o número desejado de filhos sobe, passando de 0,98 para 1,972 na área rural, significativa a 1% . Nesse caso, são excluídas 1367 observações, aproximadamente 40% da amostra, e mesmo assim o efeito permanece. Caso o aumento do número desejado de filhos pelas concubinas fosse fruto de uma maior preferência das coortes mais novas pelas uniões consensuais, por um incentivo da Lei à oficialização/ postergação do casamento, ou mesmo devido à uma alteração nas taxas de separação e divórcio , o coeficiente estimado deveria diminuir, e não o contrário.

Tabela 16

Estimativas de diferenças em diferenças do número ideal de filhos

Retirando da amostra todas as mulheres com probabilidade de mudança do estado conjugal maior que 20%

Grupo de tratamento : Grupo de controle :	Concubinas versus Formalmente casadas				Concubinas versus Formalmente casadas		Concubinas versus Formalmente casadas	
	Mulheres com mais de 5 anos de união ou com elo menos um filho em comum com o atual parceiro				Menos de 5 anos e elo menos 1 filho comum		Mais de 5 anos e elo menos 1 filho comum	
	Número ideal de filhos							
	Estimativas de diferenças em diferenças							
y: (dAno* dTrat)	0.322 (0.370)	0.372 (0.170)	0.289 (0.350)	0.232 (0.467)	-0.076 (0.795)	-0.147 (0.698)	0.389 (0.425)	0.564 (0.188)
Decomposição do efeito								
φ:Concubina na área rural	0.437** (0.042)	0.067 (0.799)	-0.155 (0.580)	-0.196 (0.495)	-0.133 (0.683)	-0.192 (0.628)	0.612** (0.026)	-0.020 (0.962)
p:Concubina na área urbana	0.109 (0.920)	1.486*** (0.007)	1.925*** (0.003)	1.972*** (0.006)	0.150 (0.611)	0.390 (0.454)	0.115 (0.926)	2.019** (0.011)
Número de observações	2925	1988	1988	1955	276	249	2649	1706
R2 ajustado	0.028	0.044	0.083	0.091	0.035	0.097	0.023	0.075
Controles de desejo	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controles sócio-econômicos	Não	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controles de fecundidade	Não	Não	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controles de trabalho	Não	Não	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controles da entrevista	Não	Não	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

Nota 1: Os p-valores robustos obtidos através de uma matriz de covariância clusterizada são apresentados entre parênteses.

Nota 2: Controles de desejo são: Marido deseja ter mais filhos que a esposa, ambos desejam o mesmo número de filhos, a mulher deseja ter mais filhos que o marido. Controles sócio econômicos: Possui rádio, Possui televisão, anos de estudo, não sabe ler, assiste à televisão semanalmente, sexo do chefe do domicílio, idade do chefe do domicílio, anos de união, idade e idade ao quadrado. Controles de fecundidade: Filhos vivos, partos nos últimos 5 anos, conhece métodos anticoncepcionais, conhece seu ciclo ovulatório, está grávida durante a pesquisa. Controles de mercado de trabalho: trabalha ou não, trabalha dentro ou fora de casa. Controles da entrevista: Presença do marido durante a entrevista, Presença de outro homem, presença de outra mulher, presença de crianças durante a entrevista.

Fonte: Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde 1991 e 1996

7.7. Propensity Scores Matching

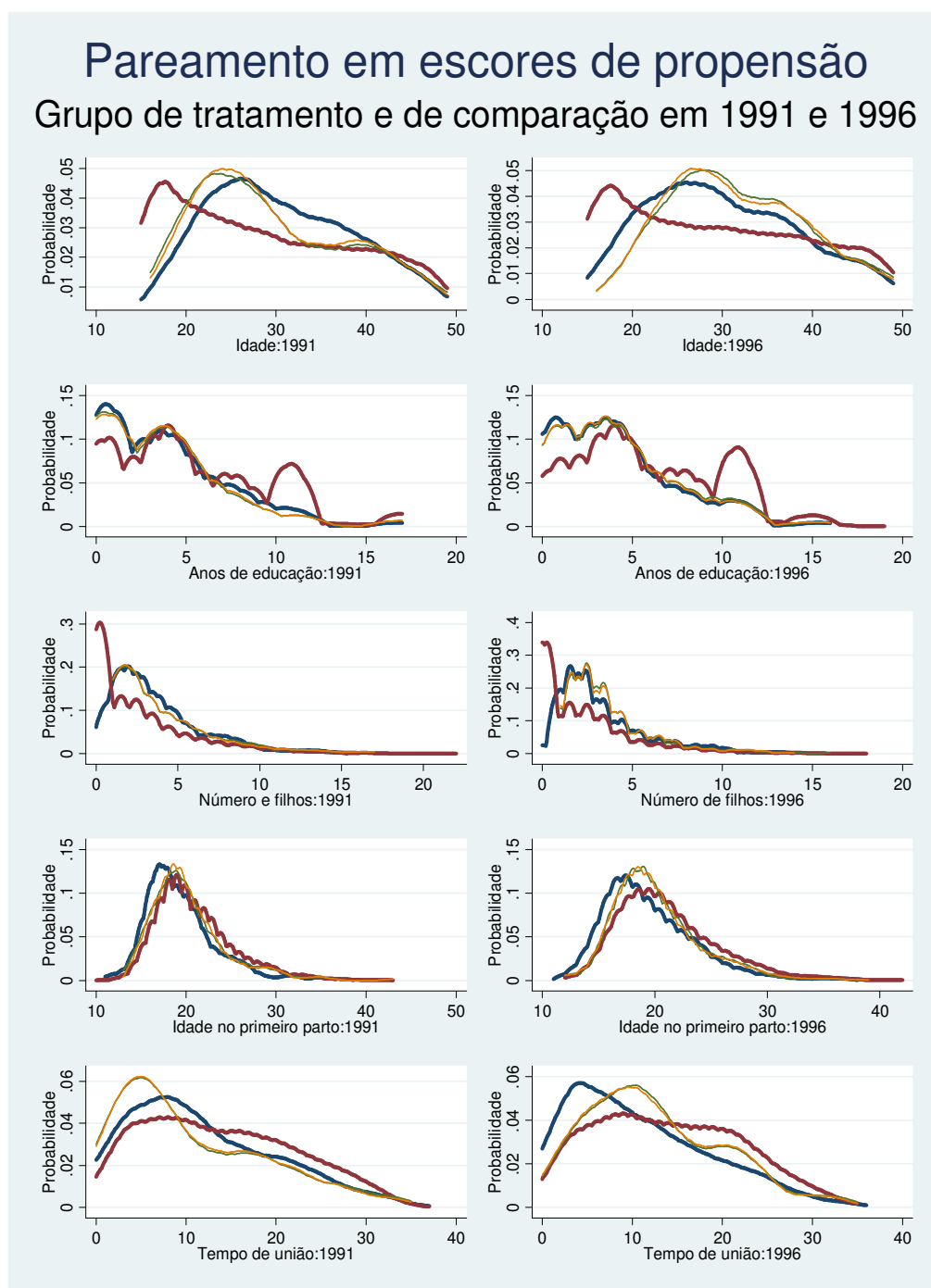
Outra forma de se controlar para um possível viés de seleção amostral é deixar que os próprios dados escolham quais são as mulheres casadas e concubinas mais parecidas e compará-las. Rosembaum e Rubin (1983) mostram que, caso a seleção entre o grupo de tratamento e comparação se dê em variáveis observáveis, podemos sumarizar as características dos indivíduos na probabilidade de ele pertencer ao grupo de tratamento, o chamado escore de propensão.

A vantagem dos escores de propensão em relação à regressão linear é que, por sua natureza não paramétrica, não dependem da hipótese de linearidade da relação estudada. Uma vez estimado o escore, escolhe-se a observação no grupo de controle que mais se parece com cada observação do grupo de tratamento obedecendo-se algum critério.

O problema do experimento proporcionado pela lei do concubinato é que as mulheres concubinas e legalmente casadas passam a ter intenções de fecundidade parecidas após a passagem da lei, e não anteriormente. Assim, se formos comparar simplesmente o número desejado de filhos pelos dois grupos em 1996, o efeito estimado será zero. Uma forma de utilizar as informações dos dois anos da pesquisa é combinar os escores de propensão às diferenças em diferenças. Rodo, portanto, em 1991, uma regressão logística estimando a probabilidade de que casa mulher seja concubina em 1991. Uma vez estimada essa probabilidade, escolho uma a uma (one to one) as concubinas e casadas mais parecidas entre si em 1991, sem reposição. Repito o procedimento para 1996, formo uma nova base de dados e estimo novamente as equações 1 e 2.

O gráfico 4 mostra a estimação por Kernel das densidades de distribuição de algumas características selecionadas. A linha azul cheia representa as concubinas, e a linha vermelha as mulheres casadas. Já as linhas verde e amarela representam o grupo de comparação, formado por uma sub-amostra das mulheres casadas, escolhidas através do pareamento pelos escores de propensão. Como se nota, o procedimento de pareamento das observações aumenta a similaridade das distribuições de características dos grupos de concubinas e das casadas selecionadas.

Figura 5



Nota: Os gráficos acima mostram as distribuições de algumas características dos grupos de mulheres concubinas, legalmente casadas, e do grupo de legalmente casadas formadas através do pareamento por escores de propensão com as concubinas. A primeira coluna mostra as distribuições das características em 1991 e a segunda coluna em 1996. A linha azul forte representa o grupo das concubinas e a vermelha forte a das casadas não pareadas. As linhas verde e amarelo são as distribuições do grupo de casadas pareadas pelo escore de propensão. O método de seleção das observações foi o de escolher a mulher casada mais parecida com cada concubina, sem reposição, com uma mulher de cada grupo. A linha verde representa a distribuição do grupo de casadas pareadas quando a ordem de pareamento foi descendente, e na verde a ordem foi aleatória.

Tabela 17

Amostra pareada: Método de escores de propensão:
Um para um, sem reposição, ordenamento aleatório

Grupo de Tratamento Grupo de Comparação:		Concubinas versus Legalmente casadas						
		Mais de 5 anos ou pelo menos 1 filho comum	Menos de 5 anos e pelo menos 1 filho comum	Mais de 5 anos e pelo menos 1 filho comum	PLACEBO: Menos de 5 anos e sem um filho comum			
Número Ideal de Filhos								
Estimativas de diferenças em diferenças								
Toda a amostra	0.443** (0.043)	0.430** (0.035)	0.052 (0.830)	0.172 (0.480)	0.361 (0.120)	0.346 (0.119)	0.302 (0.577)	0.538 (0.192)
(Decomposição do efeito)								
Região Rural	0.873*** (0.005)	1.005*** (0.002)	0.686 (0.161)	0.819* (0.091)	0.719** (0.026)	0.857** (0.014)	0.248 (0.691)	0.403 (0.521)
Região Urbana	0.218 (0.332)	0.167 (0.410)	-0.165 (0.498)	0.028 (0.910)	0.145 (0.567)	0.089 (0.702)	0.329 (0.547)	0.684 (0.115)
Número de observações	1822	1822	460	460	1346	1346	215	215
R2 Ajustado	0.091	0.092	0.131	0.132	0.091	0.092	0.491	0.497
Probabilidade de ter sido esterilizada								
Estimativas de diferenças em diferenças								
Toda a amostra	-0.102*** (0.001)	-0.080** (0.011)	-0.034 (0.437)	-0.073* (0.094)	-0.060* (0.077)	-0.058 (0.125)	-0.062 (0.333)	0.000 (.)
(Decomposição do efeito)								
Região Rural	-0.088** (0.043)	-0.046 (0.322)	-0.101** (0.010)	-0.145*** (0.006)	-0.053 (0.277)	-0.050 (0.349)	-0.062 (0.335)	0.000 (.)
Região Urbana	-0.110*** (0.001)	-0.093*** (0.007)	-0.005 (0.929)	-0.044 (0.357)	-0.065 (0.101)	-0.060 (0.168)	-0.062 (0.335)	0.000 (.)
Número de observações	1848	1822	468	460	1367	1346	240	86
R2 Ajustado	0.386	0.407	0.204	0.255	0.410	0.432	0.066	0.695
Controles								
Controles de desejo	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controles sócio-econômicos	Não	Não	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controles de fecundidade	Não	Não	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controles de trabalho	Não	Não	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

Nota 1: A tabela 8 apresenta as estimativas de diferenças em diferenças para o número ideal de filhos desejado pelas mulheres considerando a base construída através do pareamento por escores de propensão. Cada coluna da tabela apresenta uma estimação por mínimos quadrados ordinários da equação 2 considerando diferentes grupos de tratamento e comparação. Os p-valores robustos obtidos através de uma matriz de covariância clusterizada são apresentados entre parênteses na área rural.

Nota 2: A estimação do escore de propensão é feita através de um modelo multinomial logístico na qual a variável dependente é o estado conjugal da mulher, que pode ser: Casada, concubina e separada. As variáveis independentes são: Marido deseja ter mais filhos que a esposa, esposa deseja ter mais filhos que o marido, idade, idade ao quadrado, anos corridos desde o primeiro casamento, número de filhos, idade contada em cinco em cinco anos, idade elevada ao cubo, anos de educação, quadrado dos anos de educação, anos de educação elevados ao cubo, foi à escola, primário completo, primário incompleto, ginásio completo, ginásio incompleto, 2o grau completo, 2o grau incompleto, sexo do chefe do domicílio, idade do chefe do domicílio, possui rádio, possui Tv, anos corrido desde o primeiro casamento contados de 5 em 5 anos, mora na zona urbana, número de partos nos últimos 5 anos, conhece seu ciclo ovulatório, proporção de solteiras no cluster, marido estava presente durante a entrevista, outro homem presente, outra mulher presente e filhos presentes durante a entrevista.

Nota 3: Na regressão do número ideal de filhos os controles são os seguintes:

Controles de desejo são: Marido deseja ter mais filhos que a esposa, ambos desejam o mesmo número de filhos, a mulher deseja ter mais filhos que o marido. Controles sócio econômicos: Possui rádio, Possui televisão, anos de estudo, não sabe ler, assiste à televisão semanalmente, sexo do chefe do domicílio, idade do chefe do domicílio, anos de união, idade e idade ao quadrado. Controles de fecundidade: Filhos vivos, partos nos últimos 5 anos, conhece métodos anticoncepcionais, conhece seu ciclo ovulatório, está grávida durante a pesquisa. Controles de mercado de trabalho: trabalha ou não, trabalha dentro ou fora de casa. Controles da entrevista: Presença do marido durante a entrevista, Presença de outro homem, presença de outra mulher, presença de crianças durante a entrevista.

Nota 4: Na regressão da probabilidade de esterilização os controles são os seguintes:

Nota 3: Controles de desejo: Marido deseja ter mais filhos que a esposa, ambos desejam o mesmo número de filhos. Controles sócio-econômicos: Possui rádio, possui televisão, anos de estudo, não sabe ler, assiste à televisão semanalmente, sexo do chefe do domicílio, idade do chefe do domicílio, anos de união, idade, idade ao quadrado, idade agrupada em 5 em 5 anos, e tempo de moradia na residência atual. Controles de fecundidade: Número de crianças nascidas vivas, partos nos últimos 5 anos, conhecimento de métodos anticoncepcionais, conhece seu ciclo ovulatório, idade no primeiro parto, idade no primeiro casamento, tem dois filhos ou mais, tem três filhos ou mais, quatro filhos ou mais, 5 filhos ou mais, estava grávida durante a entrevista. Controles de trabalho: Trabalha, trabalha em casa, recebe salário por seu trabalho. Controles da entrevista: Presença do marido durante a entrevista, presença de outros homens, presença de outras mulheres e presença de outras crianças no momento da entrevista.

Fonte: PNDS 1991 e 1996

Com esses novos grupos de controle e comparação, rodo mais uma vez a regressão 1, cujos resultados são apresentados na tabela 17.

A interpretação da significância estatística dos efeitos encontrados nesse exercício de matching, contudo, deve ser feita com certa cautela, uma vez que não estamos levando em conta, no momento de construção da nova base emparelhada, a probabilidade de seleção de cada mulher casada. Os coeficientes, entretanto, não são afetados pela probabilidade de seleção dessas mulheres.

Os resultados das regressões lineares feitas a partir dessa nova base confirmam os resultados anteriores (tabela 16). O efeito médio da lei é de um aumento de 0,43 filhos por mulher, e uma queda de aproximadamente 8 pontos percentuais na probabilidade de que uma concubina venha a se esterilizar. Decomponho também o efeito entre mulheres que moram nas regiões rural e urbana. Os resultados são muito próximos dos encontrados anteriormente, tanto na significância estatística dos parâmetros estimados como em sua magnitude. O efeito médio sobre concubinas da área rural com mais de 5 anos de anos de união e um filho em comum com o atual esposo é de 0,86 filho por mulher, enquanto que entre aquelas com menos de 5 anos de união é de 0,82 filho (p-valor de 9,1%).

Já em relação à esterilização feminina, a Lei do concubinato gera uma redução média de 9,3 (significante a 1%) pontos percentuais na probabilidade de que uma concubina da área urbana tenha sido esterilizada. Entre aquelas com menos de 5 anos de união, o efeito negativo aparece na área rural, com uma redução de 15 pontos percentuais (significante a 1%). Repetimos o exercício também para as concubinas sem filhos e com menos de 5 anos e união, o grupo placebo. Nenhuma estimativa foi significativa a 10% (tabela 16).