

Fatores Econômicos e Incidência de Divórcios: Evidências com Dados Agregados Brasileiros*

Mauricio Canêdo-Pinheiro
IBRE/FGV e EBEF/FGV

Luiz Renato Lima
EPGE/FGV

Rodrigo Leandro de Moura
EBEF/FGV

Resumo

Este artigo usa dados agregados brasileiros para investigar em que medida variáveis econômicas afetam a incidência de divórcios. Com relação a literatura prévia sobre o tema podem ser ressaltados três avanços metodológicos: (i) o caráter não-linear da escolha individual é preservado no modelo agregado; (ii) a agregação é feita de modo a considerar o viés gerado pela heterogeneidade entre os indivíduos dentro das regiões; (iii) é usada uma matriz de covariância robusta à presença de dependência espacial. Encontram-se evidências de que o aumento na taxa de divórcios nos últimos anos é em grande medida resultado da erosão dos ganhos obtidos com a especialização dentro do casamento, resultado da diminuição da diferença entre a renda de homens e mulheres, e não da maior independência financeira destas últimas. Ademais, mostra-se que o ambiente urbano e metropolitano favorece a dissolução dos matrimônios, bem como o desemprego masculino e a maior educação da mulher. Por outro lado, filhos pequenos e a divisão de trabalho entre os cônjuges tendem a estabilizar a relação conjugal. Diferenças raciais e a idade da mulher aparentemente não tem impacto significativo.

Palavras-Chave: Divórcio, Casamento, Agregação.

Classificação JEL: J12.

Área da Anpec: Área 11 - Economia Social e Demografia Econômica.

Abstract

We use Brazilian aggregated data to investigate how economic variables and divorce incidence interact. Comparing with the previous literature we can point three methodological advances: (i) the non-linear structure from the individual choice problem is preserved in the aggregated model; (ii) the aggregation of the consumers considers the bias generated by individual heterogeneity; (iii) the covariance matrix is robust to the presence of spatial dependence errors. We find that the increase in divorce rates in Brazil is explained mainly by the rise in relative female earnings and not by the increase of female earnings itself. Furthermore, living in urban and metropolitan areas, men unemployment and women education favors divorce. By other side, young children and labor division between men and women have a stabilization effect in marriage. Ethnic differences and female age don't have significant impact on divorce.

Keywords: Divorce, Marriage, Aggregation.

JEL Classification: J12.

Anpec Area: Area 11 - Social and Demographic Economics.

*Os autores agradecem à equipe do Núcleo de Computação da EPGE, em especial a Alexandre Rademaker, pela ajuda na compilação e tabulação dos dados da PNAD. Agradecimentos também aos comentários de Fernando de Holanda Barbosa Filho, Ricardo de Oliveira Cavalcanti, Fábio Augusto Reis Gomes, João Victor Issler e diversos participantes dos seminários da EPGE/FGV. Obviamente, os erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

1 Introdução

É crescente o interesse a respeito dos aspectos econômicos da formação de relações de longo prazo. Nesse sentido, a literatura busca examinar que fatores são levados em conta quando os agentes escolhem com quem casar ou qual emprego aceitar, por exemplo. No que diz respeito especificamente ao casamento, pode ser notada tendência de aumento na dissolução de casamentos nas últimas décadas na maioria dos países [Smith (1997), Friedberg (1998), Svarer (2002), Ono (2004) e Phillips & Griffiths (2004)], o que também é verificado no Brasil. Sendo assim, uma pergunta se impõe: o que teria causado o aumento na incidência de divórcios em nosso país? Este artigo busca justamente responder a esta questão.

A literatura internacional sobre o tema tem enfatizado o papel do aumento da participação das mulheres no mercado de trabalho, que diminuiria os ganhos experimentados pelos parceiros com a especialização e divisão do trabalho no casamento. Aumentos na renda (ou na capacidade de auferir renda) feminina tornariam maior o valor que as mulheres atribuem à condição de solteira e também poderiam explicar o crescimento na incidência de divórcios.¹ Na verdade, a literatura que relaciona fatores econômicos com variáveis demográficas é bastante escassa para o caso brasileiro.² Especificamente com relação ao divórcio, somente se tem conhecimento de Loureiro, Mendonça & Sachsida (2003), cuja análise é baseada em dados extraídos de entrevistas. Deste modo, aparentemente este artigo é a primeira investigação sobre o tema que utiliza estatísticas oficiais brasileiras (dados estaduais extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio e das Estatísticas do Registro Civil, ambas do IBGE).

O restante do artigo é organizado em quatro seções. Na seção 2 é desenvolvido de forma sucinta um modelo teórico para explicar de que maneira os indivíduos decidem se casar e, principalmente, se divorciar. Também é feita uma breve revisão das principais evidências empíricas sobre o tema.

O foco do modelo exposto na seção 2 é a decisão individual. No entanto, nem sempre informações individuais sobre divórcio (e sobre as variáveis que influenciam esta decisão) estão disponíveis. A seção 3 mostra que, partindo de um modelo de escolha individual, os parâmetros de interesse podem ser estimados através de um modelo que utiliza dados agregados. No entanto, deve ser preservado o caráter não-linear do modelo de escolha individual e deve ser levado em consideração a heterogeneidade dos atributos individuais dentro das regiões. A literatura tem ignorado estes dois aspectos. Nesse sentido, o uso da metodologia proposta em Kelejian (1995), que leva em consideração estas questões, é um avanço metodológico importante. Outro avanço importante é o uso de uma matriz de covariância robusta à dependência espacial [Driscoll & Kraay (1998)].

Por sua vez, a seção 4 traz os resultados da estimação da família de modelos apresentados na seção 3. São avaliados em que medida atributos pessoais como renda, educação, raça e idade e características da região afetam a incidência de divórcios. Seguem-se breves considerações finais.

2 Porque as Pessoas se Casam (e se Divorçam)?

Do ponto de vista econômico, o casamento é uma relação cujo propósito é o consumo e a produção conjuntos. Nesse sentido, de acordo com Weiss (1997), além da geração e criação de filhos, a família possuiria as seguintes funções: (i) divisão do trabalho, a fim de explorar vantagens comparativas e/ou retornos crescentes (um parceiro trabalha em casa enquanto outro trabalha fora, por exemplo); (ii) extensão do crédito e coordenação de investimentos (um parceiro trabalha enquanto o outro estuda, por exemplo); (iii) compartilhamento de bens coletivos não-rivais (ambos os parceiros compartilham filhos e casa, por exemplo); (iv) compartilhamento de risco (um parceiro trabalha enquanto o outro

¹Neri (2005) documenta que no Brasil a incidência de mulheres solitárias (solteiras, viúvas ou descasadas) é superior entre aquelas com maior renda.

²Ver Neri (2005) para algumas referências.

está desempregado, por exemplo).³

Os agentes são expostos a oportunidades de transação de tempos em tempos. Todo contato com outros agentes é encarado como uma realização aleatória extraída de um conjunto de potenciais parceiros. Desse modo, a cada oportunidade, os indivíduos devem decidir se estabelecem ou não uma relação de longo prazo. Supondo-se que existem custos associados à procura de parceiros, um casamento ocorre se, e somente se, o ganho esperado com a união supera a soma dos valores que os dois indivíduos atribuem à condição de solteiros [Weiss (1997)].

No entanto, uma vez estabelecida a relação, os agentes podem decidir interrompê-la. Do ponto de vista teórico, como os encontros ocorrem de forma aleatória, um casamento que se mostrava aceitável pode ser descartado se um dos agentes encontra um parceiro que possibilita ganhos maiores com a união [Becker, Landes & Michael (1977) e Cornelius (2003)]. Além disso, as características pessoais que afetam os ganhos com o casamento mudam ao longo do tempo. Sendo assim, alterações inesperadas nessas variáveis podem fazer com que os indivíduos reconsiderem sua decisão original [Becker, Landes & Michael (1977), Chiappori & Weiss (2000)].

Os ganhos com o casamento podem ser expressos através de uma função de produção da família. A produção doméstica em cada período depende das características dos dois parceiros (histórico familiar, educação e capacidade de auferir renda, por exemplo), da compatibilidade do casal (que geralmente não é observável pelo pesquisador e depende de fatores como amor ou satisfação sexual, por exemplo) e da acumulação de capital específico do matrimônio (filhos e patrimônio, por exemplo). Desse modo, essa função de produção pode ser denotada por:⁴

$$f_t = F(x_{ht}, x_{mt}, k_t, \theta_t), \quad (1)$$

em que x_{ht} é o vetor de características do homem no instante t , x_{mt} é o vetor de características da mulher no instante t , k_t é o estoque de capital específico do matrimônio no instante t e θ_t indica a compatibilidade do casal no instante t .

Cada indivíduo tem alternativas fora de seu casamento, como uma pessoa solteira. Assume-se que o valor dessas alternativas, que inclui a possibilidade de um novo casamento, depende linearmente das características de cada parceiro:

$$A_{ht} = \zeta_h x_{ht} + \nu_{ht}, \quad (2a)$$

$$A_{mt} = \zeta_m x_{mt} + \nu_{mt}, \quad (2b)$$

em que A_{ht} é o valor que o homem atribui à condição de solteiro no instante t , A_{mt} é o valor que a mulher atribui à condição de solteira no instante t , ν_{ht} e ν_{mt} são termos de erro.

Além disso, à dissolução de um casamento estão associados custos. Estes custos podem estar relacionados ao processo legal de divórcio e de divisão de bens, mas também à acumulação de capital específico do casamento (que não pode ser completamente utilizado em outras circunstâncias). Sendo assim, o custo do divórcio pode ser modelado como:

$$C_t = \delta k_t + \rho s_t + \omega_t, \quad (3)$$

em que s_t representa vários custos associados ao divórcio e ω_t é um termo de erro.

Seja $y_t = (x_{ht}, x_{mt}, k_t, \theta_t)$, assume-se que:

$$y_t = B y_{t-1} + \mu_t, \quad (4)$$

em que B é uma matriz de coeficientes e μ_t é um vetor de choques não antecipados.

³Ver Anderberg (2001) para um modelo teórico que relaciona casamento ao compartilhamento de risco.

⁴Deste ponto em diante, o modelo derivado nessa seção segue de perto aquele exposto em Weiss (1997) e Weiss & Willis (1997).

Desse modo, a decisão de continuar casado pode ser caracterizada por uma função valor $V_t(y_t)$, que denota o ganho esperado em se estar casado, condicionado aos valores das variáveis de estado em t e ao comportamento ótimo em todos os períodos subsequentes:

$$V_t(y_t) = F(y_t) + \tilde{\beta} E_t \{ \max [V_{t+1}(y_{t+1}), A_{mt+1} + A_{ht+1} - C_{t+1}] \}, \quad (5)$$

em que $\tilde{\beta} < 1$ é o fator de desconto e E_t é a esperança condicional ao conjunto de informação em t . Sendo assim, se a utilidade é transferível entre os parceiros, um casal se divorciará quando:

$$D_t^* \equiv (A_{mt} + A_{ht} - C_t) - V_t(x_{ht}, x_{mt}, k_t, \theta_t) \geq 0. \quad (6)$$

De (6) tem-se que:

$$\frac{\partial D_t^*}{\partial \theta_t} = -\frac{\partial V_t}{\partial \theta_t} = -\frac{\partial F}{\partial \theta_t} \leq 0, \quad (7a)$$

$$\frac{\partial D_t^*}{\partial k_t} = -\frac{\partial V_t}{\partial k_t} - \frac{\partial C_t}{\partial k_t} = -\frac{\partial F}{\partial k_t} - \delta \leq 0, \quad (7b)$$

$$\frac{\partial D_t^*}{\partial s_t} = -\frac{\partial V_t}{\partial s_t} - \frac{\partial C_t}{\partial s_t} = -\frac{\partial F}{\partial s_t} - \rho \leq 0, \quad (7c)$$

$$\frac{\partial D_t^*}{\partial x_{mt}} = -\frac{\partial V_t}{\partial x_{mt}} + \frac{\partial A_{mt}}{\partial x_{mt}} = -\frac{\partial F}{\partial x_{mt}} + \zeta_m \leq 0, \quad (7d)$$

$$\frac{\partial D_t^*}{\partial x_{ht}} = -\frac{\partial V_t}{\partial x_{ht}} + \frac{\partial A_{ht}}{\partial x_{ht}} = -\frac{\partial F}{\partial x_{ht}} + \zeta_h \leq 0, \quad (7e)$$

$$\frac{\partial D_t^*}{\partial x_{ht} \partial x_{mt}} = -\frac{\partial F}{\partial x_{ht} \partial x_{mt}} \begin{cases} \leq 0 \text{ se atributos são complementares} \\ \geq 0 \text{ se atributos são substitutos} \end{cases}, \quad (7f)$$

$$\frac{\partial D_t^*}{\partial x_{mt} \partial x_{ht}} = -\frac{\partial F}{\partial x_{mt} \partial x_{ht}} \begin{cases} \leq 0 \text{ se atributos são complementares} \\ \geq 0 \text{ se atributos são substitutos} \end{cases}. \quad (7g)$$

Modelos como o explicitado nessa seção geram diversas hipóteses testáveis. De (7a) percebe-se que reduções na satisfação sexual ou no amor, fatores que captam a compatibilidade do casal (θ_t), tendem a causar a dissolução do casamento. De (7b) e (7c), o mesmo pode ser dito sobre os custos do divórcio: perda de capital específico do casamento ou aumento nos custos associados à procura de um novo parceiro aumentam a probabilidade de dissolução da relação conjugal. Nesse sentido, existem indícios de que a presença de filhos possui efeito estabilizador no casamento [Becker, Landes & Michael (1977), Peters (1986), Allen (1992), Parkman (1992), Weiss & Willis (1997) e Phillips & Griffiths (2004)], em particular filhos pequenos [Becker, Landes & Michael (1977), Waite & Lillard (1991), Parkman (1992), Hoffman & Duncan (1995) e Svarer (2002)]. Também existem evidências de que o aumento na idade quando da realização do casamento ou da idade dos cônjuges tende a reduzir a incidência de divórcios [Becker, Landes & Michael (1977), Peters (1986), Allen (1992), Parkman (1992), Lillard & Waite (1993), Sweezy & Tiefenthaler (1996), Sen (2002), Svarer (2002) e Burgess, Propper & Aassve (2003)] e de que a probabilidade de dissolução do casamento diminui com a duração do mesmo [Becker, Landes & Michael (1977), Lillard & Waite (1993), Aassve (2001) e Sen (2002)].

No entanto, é menos óbvio como mudanças não antecipadas nos atributos pessoais (x_{ht} e x_{mt}) afetam a incidência de divórcios. Dito de outro modo, pode-se notar de (7d) e (7e) que variações não antecipadas nos atributos pessoais afetam os ganhos com o casamento e o valor que os indivíduos atribuem à condição de solteiro, o que torna indeterminado o efeito sobre a decisão de se divorciar. A este respeito, existem fortes evidências de que mulheres mais educadas tendem a se divorciar menos [Peters (1986), Allen (1992), Parkman (1992), Lillard & Waite (1993), Sweezy & Tiefenthaler (1996), Weiss & Willis (1997), Aassve (2001) e Sen (2002)]. Becker, Landes & Michael (1977) argumentam que teoricamente o efeito de mais anos de estudos teriam um efeito ambíguo na estabilidade da relação

conjugal. Por um lado, aumentariam a probabilidade de divórcio ao reduzir os ganhos associados à divisão de trabalho dentro do casamento. Por outro, estabilizariam a relação ao incrementar os ganhos dos cônjuges para qualquer divisão. As evidências empíricas internacionais indicam que o segundo efeito é dominante.

Ainda com relação a atributos pessoais, as evidências encontradas em Becker, Landes & Michael (1977), Parkman (1992), Hoffman & Duncan (1995), Weiss & Willis (1997), Svarer (2002) e Burgess, Propper & Aassve (2003) sugerem que aumentos inesperados na capacidade de auferir renda dos maridos possui efeito estabilizador no casamento. O contrário pode ser dito com relação à renda das mulheres [Sweezy & Tiefenthaler (1996), Ressler & Waters (2000), Burgess, Propper & Aassve (2003) e Phillips & Griffiths (2004)]. Mais uma vez as evidências confirmam a previsão teórica: aumentos na renda relativa das mulheres tendem a diminuir o ganho auferido com a relação conjugal, pois reduziriam o ganho com a divisão de trabalho no casamento. Aliás, as evidências de Sander (1985), Waters & Ressler (1999), Bentzen & Smith (2002), Sen (2002) e Evans & Keley (2004) também confirmam esta conjectura: a participação da mulher na força de trabalho tenderia a aumentar a incidência de divórcios.⁵ Entretanto, Sen (2000, 2002) encontra indicações de que o efeito negativo do aumento da participação das mulheres na força de trabalho na estabilidade dos casamentos somente é significativo para as gerações mais antigas. Na verdade, para as gerações mais recentes o aumento da oferta de trabalho por parte das mulheres possuiria um efeito estabilizador no casamento.

O efeito de atributos como religião, raça e urbanização também foram investigados pela literatura. Existem evidências de que a incidência de divórcios é maior entre mulheres negras [Waite & Lillard (1991), Lillard & Waite (1993), Hoffman & Duncan (1995) e Sweezy & Tiefenthaler (1996)]. As evidências a respeito da religião são mais ambíguas: alguns autores encontram um efeito estabilizador da religião católica ou protestante no casamento [Sweezy & Tiefenthaler (1996), Waters & Ressler (1999) e Ressler & Waters (2000)] enquanto outros encontram que este efeito não é estatisticamente significativo [Johnson & Skinner (1986), Peters (1986), Lillard & Waite (1993), Phillips & Griffiths (2004)]. No que diz respeito à urbanização, as evidências tendem a confirmar a intuição de que, entre os casais que residem em regiões urbanas ou em metrópoles a mulher tende a se especializar menos no trabalho doméstico, reduzindo os ganhos com a união [Peters (1986), Allen (1992), Sweezy & Tiefenthaler (1996), Sen (2002)].

Além disso, se os ganhos associados ao casamento são grandes, pequenos choques não tendem a gerar divórcios. Sendo assim, os agentes buscam escolher seus parceiros de acordo com características que tendem a aumentar a estabilidade do casamento. Conforme salientado por Becker (1973) e Becker, Landes & Michael (1977), e sugerido por (7f) e (7g), se atributos são complementares (substitutos) na função de produção familiar, em equilíbrio os indivíduos tendem a escolher parceiros com características semelhantes as (diferentes das) suas. Nesse sentido, a evidência empírica indica que casais com nível de educação similar são mais estáveis e que os indivíduos costumam se casar com pessoas de nível educacional semelhante [Weiss & Willis (1997) e Aassve (2001)]. Mesma afirmação pode ser feita com relação à atributos como religião e raça [Weiss & Willis (1997)].

Características da região também tendem a afetar as decisões individuais. Nesse sentido existem evidências de que as taxas mais altas de divórcio e de matrimônio tendem a aumentar a probabilidade de dissolução dos casamentos [Peters (1986), Lillard & Waite (1993), Ressler & Waters (2000), Aassve (2001)].

3 Das Escolhas Individuais para Modelos Agregados

Note-se que D_t^* em (6) pode ser modelado como:

$$D_{ist}^* = \alpha + X_{st}'\beta + Z_{ist}'\gamma + \epsilon_{ist},$$

⁵Evidências de que este efeito não é significativo são encontradas em Johnson & Skinner (1986) e Peters (1993).

em que i indica indivíduo, t indica tempo, s indica região, X_{st} é vetor com variáveis específicas da região, Z_{ist} é vetor com variáveis específicas do indivíduo, α é coeficiente, β e γ são vetores de coeficientes e ϵ_{ist} é o termo de erro.

Normalmente X_{st} costuma incluir variáveis como ambiente legal relativo ao divórcio (se há leis de divórcio unilateral), medidas de atividade econômica (taxa de desemprego), características do “mercado” (taxas de divórcio e matrimônio). Por sua vez, Z_{ist} costuma conter variáveis tais como renda (observada ou esperada), idade (atual ou ao casar), anos de estudo, horas trabalhadas, número de filhos (pequenos), religião e raça.

Entretanto, somente é possível observar o sinal de D_{ist}^* . Sendo assim, mostra-se conveniente definir D_{ist} tal que:

$$\begin{aligned} D_{ist} &= 1 \text{ se } D_{ist}^* \geq 0, \\ D_{ist} &= 0 \text{ se } D_{ist}^* < 0. \end{aligned}$$

Deste modo, se ϵ_{ist} é idêntica e independentemente distribuído com densidade simétrica e distribuição acumulada $F(X_{st}, Z_{ist})$, a probabilidade de um indivíduo se divorciar em cada período é dada por:

$$\begin{aligned} P_{ist} &\equiv \Pr(D_{ist} = 1) = \Pr(D_{ist}^* \geq 0) = \Pr(\alpha + X'_{st}\beta + Z'_{ist}\gamma + \epsilon_{ist} \geq 0), \\ &= 1 - \Pr(\epsilon_{ist} \leq -\alpha - X'_{st}\beta - Z'_{ist}\gamma), \\ &= 1 - F(-\alpha - X'_{st}\beta - Z'_{ist}\gamma) = F(\alpha + X'_{st}\beta + Z'_{ist}\gamma). \end{aligned}$$

Percebe-se que a utilização de modelos lineares se mostra inadequada, pois nesse caso não há como garantir que $0 \leq \alpha + X'_{st}\beta + Z'_{ist}\gamma \leq 1$, como convém para uma probabilidade. Sob a hipótese de que $P_{ist} = F(X_{st}, Z_{ist}) = \frac{e^{\alpha + X'_{st}\beta + Z'_{ist}\gamma}}{1 + e^{\alpha + X'_{st}\beta + Z'_{ist}\gamma}}$ chega-se ao que se convencionou chamar modelo *logit*.⁶ Deste modo, a escolha dos indivíduos que vivem em uma determinada região pode ser modelada como [Train (2003)]:

$$\ln\left(\frac{P_{ist}}{1 - P_{ist}}\right) = \alpha + X'_{st}\beta + Z'_{ist}\gamma. \quad (8)$$

Os coeficientes de (8) não são diretamente interpretáveis, mas é possível calcular os efeitos marginais de cada variável [Train (2003)]:

$$\frac{\partial P_{ist}}{\partial W_{ist}} = P_{ist}(1 - P_{ist})\vartheta = \frac{e^{\delta + W'_{ist}\vartheta}}{(1 + e^{\delta + W'_{ist}\vartheta})^2}\vartheta,$$

em que ϑ é o vetor de parâmetros que concatena α , β e γ e W_{ist} é o vetor que concatena X_{st} e Z_{ist} .

A estimação dos coeficientes da equação (8) requer informações a respeito de cada indivíduo, muitas vezes não disponíveis. Sendo assim, a única possibilidade é estimar a relação (8) a partir de dados agregados. Sendo assim, definam-se:

$$\begin{aligned} \overline{D}_{st} &= \frac{\sum_{i=1}^{N_{st}} D_{ist}}{N_{st}}, \\ \overline{Z}_{st} &= \frac{\sum_{i=1}^{N_{st}} Z_{ist}}{N_{st}}, \end{aligned}$$

em que N_{st} é o número de pessoas casadas da região s no período t . Perceba que as variáveis de caráter individual passam a ser expressas em termos proporções ou médias relativas à região. Por

⁶A distribuição que gera o modelo *logit* é usualmente denominada distribuição logística.

exemplo, a variável *dummy* que indica a escolha individual de se divorciar ou continuar casado é transformada na taxa de divórcios na região (\overline{D}_{st}). Se a variável for renda da mulher, passa a ser expressa como renda média das mulheres casadas da região. Deste modo, deve-se estimar um modelo da forma $\ln\left(\frac{\overline{D}_{st}}{1-\overline{D}_{st}}\right) = \varphi(X_{st}, \overline{Z}_{st}) + \zeta_{st}$, onde ζ_{st} é o termo de erro.

Nesse sentido cabem alguns comentários. Quando da utilização de dados agregados, deve-se preservar a estrutura não-linear do modelo de decisão individual [Stoker (1993)]. Deste modo, não é adequado o uso de modelos lineares tal como em Sander (1985), Friedberg (1998), Waters & Ressler (1999), Ressler & Waters (2000), Wolfers (2006) e Phillips & Griffiths (2004). No entanto, este não é um problema grave se as amostras em cada região são suficientemente grandes [Maddala (1983), p. 30]. Sendo assim, seguindo-se Maddala (1983), uma candidata natural seria a especificação:

$$d_{st} \equiv \ln\left(\frac{\overline{D}_{st}}{1-\overline{D}_{st}}\right) = \alpha + X'_{st}\beta + \overline{Z}'_{st}\gamma + \zeta_{st}. \quad (9)$$

Entretanto, se alguma variável explicativa varia de indivíduo para indivíduo ou há interdependência entre os mesmos, a especificação definida em (9) não é adequada, ainda que preserve a estrutura não-linear do modelo de decisão individual [Kelejian (1995)]. Na verdade, a equação (9) parte do pressuposto equivocado de que $E[\varphi(p_{st}, Z_{st}, X_{ist})] = \varphi[p_{st}, Z_{st}, E(X_{ist})]$ dentro de cada região [Heckelman & Sullivan (2002)].⁷ Nessa linha, Stoker (1993) ressalta que, em modelos intrinsecamente não-lineares, a estrutura da distribuição dos atributos individuais deve ser incluída como parte do modelo agregado. No entanto, Kelejian (1995) propõe um método que prescinde de qualquer hipótese sobre esta distribuição, mas leva em consideração a heterogeneidade dos indivíduos.

Sob hipóteses razoáveis, Kelejian (1995) mostra que:

$$d_{st} = \alpha + X'_{st}\beta + \overline{Z}'_{st}\gamma + g(X'_{st}\beta + \overline{Z}'_{st}\gamma) + v_{st}, \quad (10)$$

em que v_{st} é o termo de erro.

De (10) tem-se que a função $g(X'_{st}\beta + \overline{Z}'_{st}\gamma)$ deve ser inserida no modelo agregado equivalente ao modelo individual (8). Em Kelejian (1995), $g(\cdot)$ é interpretado como o viés de agregação causado pela variação dos atributos individuais dentro de cada região.

Tal como sugerido em Stoker (1993), o viés e a forma funcional exata de $g(\cdot)$ dependem da distribuição de Z_{ist} entre os indivíduos. No entanto, Kelejian (1995) sugere que $g(\cdot)$ é não-linear e pode ser aproximada por um polinômio de ordem K :

$$g(X'_{st}\beta + \overline{Z}'_{st}\gamma) \approx \sum_{k=0}^K (X'_{st}\beta + \overline{Z}'_{st}\gamma)^k b_k. \quad (11)$$

Defina-se \overline{W}_{st} como o vetor que concatena X_{st} e \overline{Z}_{st} . Ignorando-se os erros de aproximação, de (11) e (10) chega-se a [Heckelman (1997)]:

$$d_{st} = \delta + \overline{W}'_{st}\vartheta + \sum_{k=0}^K (\overline{W}'_{st}\vartheta)^k b_k + v_{st}, \quad (12a)$$

$$= \underbrace{\delta + b_0}_a + \overline{W}'_{st} \underbrace{\vartheta(1 + b_1)}_\lambda + \sum_{k=2}^K (\overline{W}'_{st}\vartheta)^k b_k + v_{st}, \quad (12b)$$

$$= a + \overline{W}'_{st}\lambda + \sum_{k=2}^K (\overline{W}'_{st}\lambda)^k \underbrace{\frac{b_k}{(1 + b_1)^k}}_{\phi_k} + v_{st}. \quad (12c)$$

⁷Note-se que $E[\varphi(p_{st}, Z_{st}, X_{ist})] = \varphi[p_{st}, Z_{st}, E(X_{ist})]$ se o modelo inclui somente atributos que não variam entre indivíduos da mesma região. Este é o caso de Friedberg (1998) e Wolfers (2006), mas não de Sander (1985), Waters & Ressler (1999), Ressler & Waters (2000) e Phillips & Griffiths (2004).

Deste modo, dada as hipóteses assumidas, a equação (12c) representa a agregação apropriada do modelo exposto em (8). Além disso, a equação (12c) pode se usada para se testar a presença de viés de agregação: Kelejian (1995) sugere que nesse caso a hipótese nula seja definida como $\phi_2 = \dots = \phi_K = 0$. Perceba-se que este teste não é capaz de detectar viés de agregação quando este assume a forma puramente linear.

A observação de (12c) também permite inferir que, mesmo na ausência de viés de agregação ($\phi_2 = \dots = \phi_K = 0$), os parâmetros individuais não podem ser identificados, salvo quando $b_1 = 0$. Em Heckelman (1997) discute-se a conveniência de se assumir que $b_1 = 0$ caso o viés de agregação seja nulo. De qualquer modo, mesmo os parâmetros agregados trazem alguma informação sobre os coeficientes individuais. Se $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_L)'$ e $\vartheta = (\vartheta_1, \dots, \vartheta_L)'$, então tem-se que, para todo $1 \leq l, m \leq L$ [Heckelman (1997)]:

$$\frac{\lambda_l}{\lambda_m} = \frac{\vartheta_l(1 + b_1)}{\vartheta_m(1 + b_1)} = \frac{\vartheta_l}{\vartheta_m}. \quad (13)$$

Percebe-se de (13) que a razão dos coeficientes do modelo agregado pode ser usada para descrever a razão dos coeficientes do modelo de decisão individual. Deste modo, embora o parâmetro específico de determinado atributo não possa ser identificado, é possível ordenar os atributos de acordo com a magnitude do impacto na probabilidade de um indivíduo se divorciar.

Também é possível estimar a probabilidade de um indivíduo genérico de determinada região se divorciar, condicionada aos dados agregados. Conforme Kelejian (1995) e Heckelman (1997):

$$P_{st} \equiv \Pr(D_{ist} = 1 \mid \bar{W}_{st}) = \frac{e^{a + \bar{W}'_{st}\lambda + \sum_{k=2}^K (\bar{W}'_{st}\lambda)^k \phi_k}}{1 + e^{a + \bar{W}'_{st}\lambda + \sum_{k=2}^K (\bar{W}'_{st}\lambda)^k \phi_k}} \equiv \Lambda(\bar{W}_{st}, K). \quad (14)$$

Basicamente (14) representa uma média ponderada da probabilidade individual, na qual os pesos são determinados pelas informação regionais agregadas. Como para cada indivíduo a probabilidade de se divorciar é função das características pessoais, a melhor estimativa para uma pessoa escolhida aleatoriamente em determinada região é a média ponderada de todas as possíveis probabilidades naquela mesma região.

$$\frac{\partial P_{st}}{\partial \bar{W}'_{st}} = [\Lambda(\bar{W}_{st}, K)][1 - \Lambda(\bar{W}_{st}, K)] \underbrace{\left[\sum_{k=1}^K (\bar{W}'_{st}\lambda)^{k-1} k \phi_k \right]}_{\Theta(\bar{W}_{st}, K)} \lambda. \quad (15)$$

Ademais, pode-se calcular as elasticidades como:

$$E_{st} \equiv \text{diag} \left(\frac{\partial P_{st}}{\partial \bar{W}'_{st}} \frac{\bar{W}'_{st}}{P_{st}} \right) = [1 - \Lambda(\bar{W}'_{st}, K)] [\Theta(\bar{W}'_{st}, K)] \text{diag} \left(\lambda \bar{W}'_{st} \right). \quad (16)$$

em que $\text{diag}(\cdot)$ é função que gera um vetor a partir da diagonal de uma matriz.

4 Dados e Especificação do Modelo

4.1 Dados

Seguindo a literatura prévia sobre o tema, optou-se por utilizar a taxa de divórcio como medida da incidência da dissolução de relações conjugais.⁸ O número de divórcios em cada ano foi extraído

⁸A separação é a dissolução legal da sociedade conjugal, ou seja, a separação legal do marido e da mulher, desobrigando as partes de certos compromissos, como o dever de vida em comum ou coabitação, mas não permitindo

das Estatísticas do Registro Civil, do IBGE. No entanto, como a estatística do número de casais legalmente casados não está disponível na desagregação utilizada neste trabalho, optou-se por utilizar o número de casais, extraído da PNAD.⁹ Sendo assim, percebe-se que taxa de divórcios está subestimada. Uma discussão de como corrigir este erro de medida será feita mais adiante (ver seção 4.2).

As demais variáveis também foram extraídas da PNAD. Além disso, os dados monetários foram deflacionados pelo INPC, tal como sugerido em Corseuil & Foguel (2002). A Tabela 1 traz uma breve descrição das variáveis utilizadas.

Tabela 1: Variáveis Utilizadas

Variável	Definição	Fonte
DIV	Número de divórcios	Estatísticas do Registro Civil
CASAL	Número de casais	PNAD
TXDIV	DIV/CASAL	—
FILHO7	% de casais com filhos menores de 7 anos	PNAD
REDAFEM	Média da renda total das mulheres casadas (a preços de 2005)	PNAD
RENDAMASC	Média da renda total dos homens casados (a preços de 2005)	PNAD
RENDAREL	Média de RENDAFEM/RENDAMASC	PNAD
DIFRAÇA	% de casais inter-raciais*	PNAD
URBANO	% dos casais que residem na zona urbana	PNAD
METRO	% dos casais que residem em áreas metropolitanas	PNAD
TRABDOM	% dos casais em que somente um cônjuge realiza trabalhos domésticos	PNAD
DESEMPMASC	Taxa de desemprego entre homens casados	PNAD
EDUFEM	Média de anos de estudo das mulheres casadas	PNAD
IDADEFEM	Média de idade das mulheres casadas	PNAD

* Foram definidas três raças: branca, negra (que englobam negros e pardos) e outras.

O período sob análise começa em 1992 e vai até o ano de 2004, englobando observações para 11 anos.¹⁰ Cabe notar que até o ano de 2003, a amostra da PNAD somente inclui domicílios urbanos dos estados da Região Norte (com exceção de Tocantins). Sendo assim, optou-se por excluir estes

direito de novo casamento civil, religioso e/ou outras cláusulas, de acordo com a legislação de cada país. Por sua vez, o divórcio é a dissolução do casamento, ou seja, a separação do marido e da mulher conferindo às partes o direito de novo casamento civil, religioso e/ou outras cláusulas de acordo com a legislação de cada país. Na prática, a principal diferença entre separação judicial e divórcio é a possibilidade de um novo matrimônio, concedida somente aos divorciados. De acordo com a legislação brasileira, existem dois tipos de divórcio: direto e indireto. O divórcio direto é aquele decorrente da separação de fato por mais de dois anos e o divórcio indireto é aquele resultante da conversão da separação judicial. Esta conversão somente pode ser dar após um ano de prévia separação judicial, contado da data da decisão. No Brasil, são previstos a separação judicial e o divórcio não-consensuais (ou unilaterais), ou seja, quando somente uma das partes dá entrada na petição.

⁹De acordo com IBGE (2002), casamento é o ato, cerimônia ou processo pelo o qual é constituída a relação legal entre o homem e a mulher. A legalidade da união pode ser estabelecida no casamento civil ou religioso com efeito civil e reconhecida pelas leis de cada país.

¹⁰A PNAD não foi realizada em 2000 (devido ao Censo) e em 1994 (por motivos excepcionais).

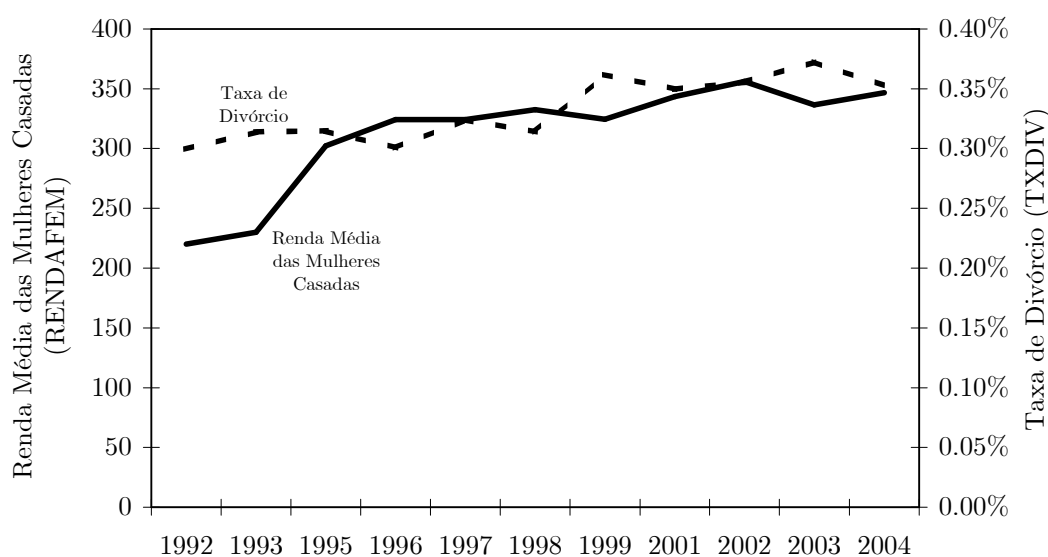
estados da amostra.¹¹ Deste modo, restaram 231 observações (21 estados e 11 anos). A Tabela 2 traz algumas estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.

Tabela 2: Algumas Estatísticas Descritivas

	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
DIV	5.196	733,16	270	42.213
CASAL	1.555.370	110.421	163.516	8.444.035
TXDIV (x 100)	0,333	0,025	0,083	0,993
FILHO7	0,395	0,054	0,259	0,546
REDAFEM	285,19	141,75	108,33	902,62
RENDAMASC	977,65	389,40	471,26	2.397,16
RENDAREL	0,399	0,094	0,225	0,821
DIFRAÇA	0,240	0,076	0,052	0,388
URBANO	0,743	0,118	0,393	0,967
METRO	0,194	0,276	0,000	1,000
TRABDOM	0,449	0,114	0,142	0,788
DESEMPMASC	0,033	0,013	0,010	0,073
EDUFEM	5,427	1,154	3,257	8,804
IDADEFEM	38,861	1,519	38,63	40,70

Também é interessante visualizar a evolução da taxa de divórcios vis-à-vis outras variáveis. Em particular, existem evidências de que o incremento da renda da mulher aumenta a incidência de divórcios (ver seção 2), na medida em que aumenta o valor que a mulher atribui a condição de solteira. Aparentemente, a Figura 1 confirma as evidências encontradas na literatura internacional.

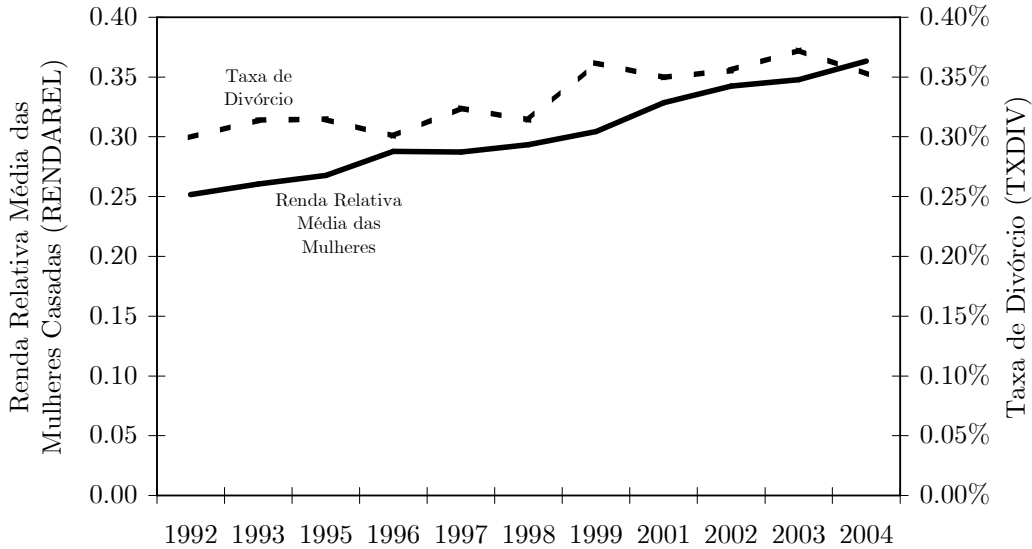
Figura 1: Evolução da Taxa de Divórcio e da Renda Média das Mulheres Casadas



¹¹Os estados excluídos foram Pará, Amazonas, Amapá, Roraima, Rondônia e Acre.

Um outro efeito relacionado à renda da mulher casada diz respeito à divisão de trabalho dentro do casamento. Na medida em que a diferença entre a renda dos cônjuges se reduz, a vantagem comparativa da mulher no trabalho doméstico em relação ao mercado de trabalho diminui, reduzindo o valor da especialização dentro do casamento [Stevenson & Wolfers (2007)]. A Figura 2 parece apontar nesta direção.

Figura 2: Evolução da Taxa de Divórcio e da Renda Relativa Média das Mulheres Casadas



4.2 Especificação do Modelo: Variáveis Explicativas

Basicamente, foram estimadas diferentes versões do modelo definido em (12c), para $K \leq 3$:¹²

$$\ln \left(\frac{TXDIV_{st}}{1 - TXDIV_{st}} \right) = a + \begin{array}{l} \vartheta_1 FILHO7_{st} + \\ \vartheta_2 RENDAFEM_{st} + \\ \vartheta_3 RENDAREL_{st} + \\ \vartheta_4 DIFRAÇA_{st} + \vartheta_5 URBANO_{st} + \\ + \vartheta_6 METRO_{st} + \vartheta_7 TRABDOM_{st} + \\ \vartheta_8 DESEMPMASC_{st} + \\ \vartheta_9 EDUFEM_{st} + \vartheta_{10} IDADEFEM_{st} \end{array} + \sum_{k=2}^K \phi_k (\Gamma_{st})^k + v_{st}. \quad (17)$$

$\underbrace{\hspace{15em}}_{\Gamma_{st}}$

No que diz respeito ao significado das variáveis explicativas, FILHO7 é uma medida do capital específico do casamento, deste modo, espera-se que seu sinal seja negativo. Além disso espera-se que o aumento da renda das mulheres casadas tenha um efeito desestabilizador no casamento, tal como ressaltado na seção 4.1 (ver também seção 2). Ao contrário, espera-se que a redução da renda dos homens casados tenha um efeito desestabilizador no casamento, ou seja, espera-se que DESEMPMASC tenha sinal positivo.

¹²Também foram estimadas versões do modelo para $K > 3$. No entanto, por conveniência, optou-se por apresentar somente os resultados para $K \leq 3$, pois as estimativas são bastante similares. Além disso, percebe-se que de $K = 4$ em diante o R^2 ajustado diminui, o que indica que o ganho em termos de ajuste não compensa a perda de graus de liberdade.

Por sua vez, mulheres que vivem em regiões urbanas e metropolitanas estão mais expostas ao mercado de trabalho, aumentando suas oportunidades fora da relação e fazendo com que os casais explorem menos os ganhos da especialização dentro do casamento. Por outro lado, em áreas urbanas e metropolitanas os custos de busca de um parceiro são menores, o que aumenta a possibilidade de escolha de um parceiro adequado. Deste modo, em termos teóricos o efeito das variáveis URBANO e METRO são ambíguos, embora as evidências empíricas geralmente indiquem que o primeiro efeito tende a dominar (ver seção 2).

A variável TRABDOM mede a extensão da divisão de trabalho dentro do casamento. Espera-se, portanto, que tenha um efeito estabilizador na relação conjugal. Também é esperado que homens e mulheres escolham parceiros com características similares as suas. Nesse sentido, há evidências de que casamentos entre pessoas de educação similar, mesma raça e mesma religião são mais estáveis. Portanto, se confirmado os resultados prévios da literatura [ver Weiss & Willis (1997), por exemplo] DIFRAÇA deve ter sinal positivo.

Ademais existem evidências de que o valor que as mulheres atribuem à condição de casada aumenta com o nível educacional (ver seção 2), ou seja, espera-se que o sinal da variável EDUFEM seja negativo. Por fim, nota-se que boa parte dos divórcios ocorrem nos primeiros anos de casamento. Sendo assim, espera-se que a probabilidade de interrupção da relação conjugal diminua com o passar dos anos ou com a idade dos cônjuges. Dito de outro modo, espera-se que o IDADEFEM tenha efeito estabilizador no casamento.

4.3 Especificação do Modelo: Erros

A respeito de v_{st} , cabe notar que as diferentes regiões podem estar sujeitas a choques (observáveis e não-observáveis) comuns, o que tornaria os erros espacialmente correlacionados. Embora esta dependência espacial normalmente não afete a consistência dos parâmetros estimados, pode gerar estimativas inconsistentes dos desvios-padrão dos mesmos. No caso específico da decisão de se divorciar, pode-se elencar alguns choques comuns que podem justificar a preocupação com a dependências espacial dos erros: (i) mudanças na estrutura legal do casamento, por exemplo, alterações no Código Civil no que se refere ao conceito de união estável; (ii) choques no mercado de casamentos, por exemplo, a disseminação da Internet como ferramenta de busca de parceiros [Stevenson & Wolfers (2007)]; (iii) disseminação da AIDS, o que aumenta o benefício percebido com relação ao sexo monogâmico [Stevenson & Wolfers (2007)].

Deste modo, optou-se por utilizar a matriz de covariância robusta à dependência espacial proposta em Driscoll & Kraay (1998). Aliás, esta nada mais é do que uma adaptação da matriz de covariância de Newey & West (1987). Deste modo ela também é robusta à heterocedasticidade e à autocorrelação serial.

Reescrevendo-se (17) em linguagem matricial como $d = Q(\Upsilon) + v$, em que d é o vetor de variáveis independentes, Υ o vetor de parâmetros, Q uma função não-linear e v o vetor de erros, a matriz de covariância definida em Driscoll & Kraay (1998) pode ser definida como:

$$\frac{1}{T} \left(\frac{\widehat{DQ}' \widehat{DQ}}{ST} \right)^{-1} \widehat{S}_T^{-1} \left(\frac{\widehat{DQ}' \widehat{DQ}}{ST} \right), \quad (18)$$

em que $\widehat{DQ} = \frac{\partial E[d|Q(\widehat{\Upsilon})]}{\partial \Upsilon}$, $\widehat{S}_T = \widehat{\Omega}_0 + \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) (\widehat{\Omega}_j + \widehat{\Omega}'_j)$, $\widehat{\Omega}_j = T^{-1} \sum_{t=j+1}^T h_t(\widehat{\Upsilon}) h'_{t-j}(\widehat{\Upsilon})$, $h_t(\widehat{\Upsilon}) = S^{-1} \sum_{s=1}^S h_{st}(\widehat{\Upsilon})$ e $h_{st}(\widehat{\Upsilon})$ o vetor de condições de ortogonalidade, ou seja, é o vetor $\widehat{DQ}'_{st} v_{st}$ avaliado em $\widehat{\Upsilon}$.

Com relação à escolha de q em (18), segue-se a sugestão de Newey & West (1987) e define-se $q = \text{int} \left[4 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{2}{9}} \right]$, em que $\text{int}(\cdot)$ é função que seleciona somente a parte inteira de um número.

Além disso, define-se $v_{st} = a_s + a_t + \xi_{st}$. A inclusão dos efeitos fixos para cada estado e efeitos temporais para cada ano permite explicar a incidência de divórcios de maneira bastante flexível, sem a necessidade de incluir todas as variáveis explicativas relevantes de maneira explícita. Ademais, como existe um erro de medida na taxa de divórcio, os termos a_t e a_s também capturam este efeito. Note-se que:

$$\ln\left(\frac{TXDIV_{st}}{1 - TXDIV_{st}}\right) = \ln(DIV_{st}) - \ln(\underbrace{N_{st} + \tilde{N}_{st}}_{CASAL_{st}} - DIV_{st}), \quad (19)$$

em que N_{st} é o número de casais casados e \tilde{N}_{st} é o número de casais que não são unidos pelo matrimônio. Fazendo-se uma expansão de Taylor da expressão $\ln(CASAL_{st} - DIV_{st})$ em torno de $N_{st} - DIV_{st}$ pode-se escrever (19) como:

$$\ln\left(\frac{TXDIV_{st}}{1 - TXDIV_{st}}\right) = \ln\left(\frac{\bar{D}_{st}}{1 - \bar{D}_{st}}\right) - \underbrace{\frac{\Psi_{st} + \Psi_{st}^2 + \Psi_{st}^3}{(1 + \Psi_{st})^2}}_{a_{st}}. \quad (20)$$

em que $\Psi_{st} = \frac{\tilde{N}_{st}}{CASAL_{st} - DIV_{st}}$. Sendo assim, ao se definir $v_{st} = a_s + a_t + \xi_{st}$ faz-se a hipótese de que a_{st} assume a mesma forma aditiva.

5 Resultados

A Tabela 3 resume os resultados da estimação da equação (17) para diferentes valores de K . Os modelos não lineares foram estimados por Mínimos Quadrados Não Lineares (MNQL).

5.1 Viés de Agregação

Em primeiro lugar, percebe-se que o viés de agregação é detectado em todos os modelos (com exceção do Modelo 1, obviamente). Este padrão está de acordo com as evidências de Heckelman & Sullivan (2002), que mostram que: (i) a presença de viés de agregação aumenta com a população das regiões; (ii) a capacidade do teste proposto por Kelejian (1995) em detectar este viés também aumenta com o tamanho da população. Outro resultado interessante de Heckelman & Sullivan (2002) é que o poder deste teste aumenta sensivelmente com a ordem do polinômio (K) utilizado na aproximação da função $g(\cdot)$ e pode ser bastante baixo para valores pequenos de K . O fato de que a detecção foi conseguida mesmo para $K = 2$ reforça as evidências de que o viés de agregação é bastante significativo.

5.2 Interpretação dos Resultados

Dada a presença de viés de agregação, não é possível indentificar os parâmetros do modelo de decisão individual. No entanto, usando-se (13) é possível ordenar as variáveis binárias em termos de importância relativa na probabilidade individual de divórcio. Nesse caso, tomando-se por base o Modelo 3, o impacto mais importante é o da variável METRO. A título de comparação, o impacto da variável DESEMPMASC é apenas 41% do efeito de METRO, ou seja, o aumento na probabilidade individual de divórcio advindo do fato do casal morar em uma área metropolitana é 2,4 vezes maior do que o aumento resultante da condição de desempregado do cônjuge masculino. Os efeitos de FILHO7 e URBANO são de magnitude semelhante, cerca de 13% do impacto de METRO. Por fim, o efeito de TRABDOM e DIFRAÇA são bastante pequenos se comparados ao impacto de METRO: 7,6% e 0,8%, respectivamente (sendo que o último efeito não é estatisticamente significativo). A Tabela 5 traz estes resultados.

No que diz respeito à inferência dos sinais dos efeitos individuais a partir dos coeficientes do modelo agregado, tem-se que estes são os mesmos se $(1 + b_1) > 0$ [ver (12a)]. Infelizmente não é

possível identificar o parâmetro b_1 . No entanto, dado que a maioria dos sinais do modelo agregado [ver Tabela (3)] são os mesmos que seriam esperados no modelo de decisão individual, faz sentido conjecturar que $(1 + b_1) > 0$.

Sendo assim, filhos pequenos (FILHO7) possuem efeito estabilizador no casamento, em linha com os resultados encontrados na literatura internacional (ver seção 2). Além disso, a vida em áreas urbanas e metropolitanas (URBANO e METRO) tende a aumentar a incidência de divórcios. Este resultado também está de acordo com os resultados encontrados em outros países e confirma que o efeito estabilizador da redução no custo de procura por parceiros nestas regiões é menor do que o efeito da maior exposição da mulher ao mercado de trabalho e da redução dos ganhos com a especialização dentro do casamento. Aliás, o sinal negativo da variável TRABDOM confirma a previsão teórica de que esta especialização reduz a incidência de divórcios: casamentos em que somente um dos cônjuges (tipicamente a mulher) faz os trabalhos domésticos tendem a ser mais estáveis.

Tabela 3: Resultados das Regressões

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
FILHO7	-0,7432* (0,2650)	-0,6938* (0,2303)	-0,8208* (0,2109)
REDAFEM	-0,0003* (0,0001)	-0,0005* (0,0001)	-0,0006* (0,0002)
RENDAREL	0,3120** (0,1455)	0,3832** (0,1885)	0,4228** (0,2361)
DIFRAÇA	0,1261 (0,2516)	0,2144 (0,3189)	-0,0469 (0,3344)
URBANO	0,8747* (0,1652)	0,8911* (0,2214)	0,8718* (0,2853)
METRO	2,5905* (0,2782)	3,2309* (0,5569)	6,2679* (1,7068)
TRABDOM	-0,3961* (0,1258)	-0,4274* (0,1442)	-0,4780* (0,1696)
DESEMPMASC	1,4870** (0,6341)	1,9267** (0,9698)	2,6008** (1,1698)
EDUFEM	0,0497 (0,0394)	0,0982** (0,0396)	0,1300** (0,0516)
IDADEFEM	-0,0066 (0,0158)	0,0052 (0,0168)	0,0088 (0,0189)
ϕ_2	—	-0,0578* (0,0093)	-0,1022* (0,0176)
ϕ_3	—	—	0,0071 (0,0043)
Teste para Viés de Agregação (χ_K^2)	—	38,62*	109,47*
Número de Observações	231	231	231
R ² Ajustado	0,9010	0,9008	0,9005

Os símbolos *, ** e *** indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Omitiu-se o valor da constante, dos efeitos fixos e dos efeitos temporais por conveniência. Entre parênteses o desvio-padrão robusto à dependência espacial [Driscoll & Kraay (1998)]. No teste para viés de agregação realizou-se um Teste de Wald para significância conjunta de ϕ_2, \dots, ϕ_K . Mais detalhes ver seção 3.

Tabela 4: Comparação das Elasticidades entre os Modelos

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
FILHO7	-0,2936	-0,2225	-0,2030
REDAFEM	-0,0757	-0,1272	-0,0995
RENDAREL	0,1245	0,1241	0,1056
DIFRAÇA	0,0303	0,0042	-0,0070
URBANO	0,6496	0,5373	0,4054
METRO	0,5015	0,5079	0,7598
TRABDOM	-0,1777	-0,1556	-0,1342
DESEMPMASC	0,0491	0,0516	0,0537
EDUFEM	0,2696	0,4325	0,4413
IDADEFEM	-0,2553	0,1649	0,2134

Elasticidades calculadas nas médias amostrais das variáveis explicativas, com exceção das *dummies* temporais (D2004=1 e demais igual a zero) e dos efeitos fixos (iguais a zero).

Tabela 5: Impacto Relativo das Variáveis Binárias na Probabilidade Individual de Divórcio

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
FILHO7	-0,2869	-0,2147	-0,1309
DIFRAÇA	0,0487	0,0066	-0,0075
URBANO	0,3377	0,2758	0,1391
METRO	1,0000	1,0000	1,0000
TRABDOM	-0,1529	-0,1323	-0,0763
DESEMPMASC	0,5740	0,5963	0,4149

Impacto relativo vis-à-vis à variável METRO, calculado a partir de (13).

Ao contrário da maioria dos resultados já encontrados na literatura, percebe-se que mulheres mais educadas tendem a dar menor valor à condição de casadas. Teoricamente mais anos de estudos teriam um efeito ambíguo na estabilidade da relação conjugal [Becker, Landes & Michael (1977)]. Por um lado, aumentariam a probabilidade de divórcio ao reduzir os ganhos associados à divisão de trabalho dentro do casamento. Por outro, estabilizariam a relação ao incrementar os ganhos dos cônjuges para qualquer divisão. As evidências empíricas internacionais indicam que o segundo efeito é dominante. No caso brasileiro o primeiro efeito é dominante. Mais uma vez, percebe-se a importância da divisão de trabalho dentro do casamento para manter a estabilidade da relação conjugal.

Ademais, diferenças raciais entre os cônjuges (DIFRAÇA) não têm impacto significativo na probabilidade de divórcio, ao contrário da evidência norte-americana [Weiss & Willis (1997)]. A idade da mulher também não possui efeito significativo, em contraposição às evidências de que teria efeito estabilizador na relação conjugal (ver seção 2).

Por fim, no que tange à condição financeira da mulher, nota-se que o aumento da renda da mulher (RENDAFEM) tem efeito estabilizador no casamento, enquanto a redução da diferença entre a renda da mulher e do homem (RENDAREL) tem efeito desestabilizador. Em outras palavras, é a diminuição dos ganhos com a especialização advinda da divisão do trabalho, e não a maior independência financeira da mulher, que é o grande responsável pelo aumento na taxa de divórcio nos últimos anos. Esta evidência é diferente da encontrada em países ricos. Por exemplo, nos Estados Unidos o aumento da renda mulher tende a desestabilizar o casamento (ver seção 2). Por sua vez, na Austrália o fator desestabilizador das relações conjugais é a maior independência da mulher e não a redução dos ganhos com a especialização [Phillips & Griffiths (2004)].

5.3 Endogeneidade dos Regressores

Boa parte da literatura tem mantido o foco no efeito da renda das mulheres casadas na estabilidade da relação conjugal. No entanto, o incremento da renda feminina pode ser parcialmente resultado do aumento na incidência de divórcios. Mulheres divorciadas podem dedicar maior tempo ao trabalho remunerado e, deste modo, aumentar sua renda. Sendo assim, caso este efeito seja importante, a variável RENDAFEM na especificação da equação (17) não pode ser considerada exógena [Ressler & Waters (2000)]. Cabe salientar que esta possibilidade raramente é levada em consideração na literatura, salvo algumas exceções [Ressler & Waters (2000) e Phillips & Griffiths (2004)].

Deste modo, mostra-se recomendável verificar a consistência do estimador de MNQL. Nesse sentido, definindo-se Υ como o vetor que concatena ϑ e os demais parâmetros do modelo e $\hat{\Upsilon}$ o estimador de MQNL de Υ , é possível implementar o teste de Hausman [Hausman (1978)] em um contexto não-linear a partir da seguinte regressão [Davidson & MacKinnon (1993), p. 240-241]:

$$d_{st} - \hat{d}_{st} = \widehat{DQ}_{st}^* \kappa + \widehat{\Xi}_{st} \psi + \varepsilon_{st}, \quad (21)$$

em que \hat{d}_{st} é o valor previsto de d_{st} , $\widehat{DQ}_{st} = \frac{\partial d_{st}}{\partial \Upsilon}$ avaliado em $\hat{\Upsilon}$, $\widehat{\Xi}_{st}$ é matriz que concatena os resíduos da regressão de cada uma das colunas de \widehat{DQ}_{st}^* na matriz de instrumentos (H) e \widehat{DQ}_{st}^* são as colunas de \widehat{DQ}_{st} que não estão no subespaço gerado por H . Tal como no caso linear, a hipótese nula de que o estimador de MQNL é consistente equivale à hipótese de que $\psi = 0$.

Seguindo-se Ressler & Waters (2000) e Phillips & Griffiths (2004), espera-se que a renda das mulheres casadas dependa das condições do mercado de trabalho (taxa de desemprego, de formalização e de sindicalização, por exemplo). Nesse sentido, um bom instrumento para a variável RENDAFEM é a variável CARTEIRA, que mede a porcentagem das mulheres casadas e ocupadas que são empregadas com carteira assinada.

Uma das maiores dificuldades na implementação do teste de Hausman em modelos não lineares é a escolha de que colunas de \widehat{DQ}_{st} devem ser incluídas em \widehat{DQ}_{st}^* . Nesse caso, como a variável potencialmente endógena é RENDAFEM, um candidato natural é a coluna que traz a derivada com relação ao parâmetro ϑ_2 [ver (17)]. A Tabela 6 traz os resultados dos Testes de Hausman para as especificações estimadas.

Tabela 6: Resultados dos Testes de Hausman para Consistência do Estimador de MQNL

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Estatística-Teste (χ_1^2)	1,23	84,30*	13,88*

Os símbolos *, ** e *** indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Testes de Hausman implementados como testes da significância de ψ na equação (21). Mais detalhes ver texto.

Percebe-se que, no Modelo 2 e no Modelo 3, o Teste de Hausman indica que o estimador de MQNL não é consistente, o que seria compatível com a endogeneidade da variável RENDAFEM. Interessante notar que no Modelo 1, no qual o viés de agregação não é levado em consideração, o teste não é capaz de rejeitar a hipótese nula de consistência. Sendo assim, a não consideração do viés de agregação aparentemente pode dificultar a detecção de problemas de endogeneidade nas variáveis explicativas. Nesse sentido, os resultados de Phillips & Griffiths (2004), que usam dados agregados australianos e não encontram indícios de endogeneidade com relação à renda média das mulheres, devem ser encarados com alguma reserva.¹³

Desse modo, tem-se que os parâmetros estimados por MQNL mostram-se inconsistentes. Entretanto, é possível determinar a direção deste viés para o estimador de ϑ_2 , pelo menos assintoticamente. No caso da variável endógena, tem-se que o sinal do viés é o mesmo da covariância entre esta e o termo de erro [Wooldridge (2002), p. 61-63]. Como espera-se que a relação entre a renda das mulheres casadas e a taxa de divórcio seja positiva, tem-se o viés de $\hat{\vartheta}_2$ também é positivo. Sendo assim, como $\hat{\vartheta}_2 < 0$ (ver Tabela 3), tem-se que o sinal do efeito da renda das mulheres casadas na incidência de divórcios é de fato negativo e que este efeito está subestimado.

Além disso, sabe-se que, além da covariância entre a variável endógena e o termo de erro, o sinal do viés das estimativas dos demais parâmetros depende negativamente da relação entre a variável endógena e de cada variável exógena [Wooldridge (2002), p. 61-63]. Deste modo, como faz sentido conjecturar que a relação entre a variável RENDAFEM e as variáveis RENDAREL, URBANO, METRO, EDUFEM e IDADEFEM é positiva, espera-se que o viés introduzido pela endogeneidade seja negativo para os coeficientes destas últimas. Dito de outro modo, como na Tabela 3 todos aparecem com sinal positivo, tem-se que o sinal do efeito destas variáveis na incidência de divórcios é de fato positivo, embora estejam subestimados.

Para FILHO7, DIFRAÇA, TRABDOM e DESEMPMASC não existe uma relação tão óbvia com a variável RENDAFEM. Nesse caso, não é possível inferir a direção do viés causado pela endogeneidade de RENDAFEM. Entretanto, para FILHO7 e DESEMPMASC os sinais dos efeitos são os que seriam esperados teoricamente e coincidem com os resultados encontrados na literatura (ver seção 2).

Resumidamente, embora a endogeneidade da variável RENDAFEM viesse os resultados encontrados, boa parte das conclusões tendem a ser mantidas em termos qualitativos, particularmente aquelas que dizem respeito à influência da condição financeira da mulher na estabilidade da relação conjugal e à importância da especialização dentro do casamento.

6 Considerações Finais

Aparentemente este é o primeiro artigo a investigar as causas da dissolução de matrimônios com dados oficiais brasileiros. Nesse sentido, encontram-se evidências de que o aumento na taxa de divórcios nos últimos anos é em grande medida resultado da erosão dos ganhos obtidos com a especialização dentro do casamento, resultado da diminuição da diferença entre a renda de homens e mulheres, e não da maior independência financeira destas últimas. Ademais, mostra-se que o ambiente urbano e metropolitano favorece a dissolução dos matrimônios, bem como o desemprego masculino e maior educação da mulher. Por outro lado, filhos pequenos e a divisão de trabalho entre os cônjuges tendem a estabilizar a relação conjugal. Diferenças raciais e a idade da mulher aparentemente não tem impacto significativo.

Além disso, este artigo traz alguns avanços metodológicos importantes. Em primeiro lugar, usa-se a matriz de covariância proposta em Driscoll & Kraay (1998), que além de levar em consideração a autocorrelação serial e a heterocedasticidade, também é robusta à dependência espacial. Em segundo lugar, como o problema de escolha individual mostra-se não-linear, mostra-se adequado preservar esta

¹³Em Ressler & Waters (2000), mesmo sem a consideração do viés de agregação, encontram-se indícios de endogeneidade da variável RENDAFEM. Nesse caso são usados dados norte-americanos.

estrutura quando do uso de dados agregados. Além disso, mostra-se necessário levar em consideração à heterogeneidade dos atributos entre os agentes dentro das regiões. Estes dois últimos aspectos têm sido negligenciados na literatura sobre divórcio [ver Ressler & Waters (2000) e Phillips & Griffiths (2004), por exemplo]. Ao utilizar a metodologia proposta em Kelejian (1995), este é aparentemente o primeiro artigo que usa dados agregados a levá-los em consideração.

Por fim, nota-se que aparentemente a renda das mulheres casadas (RENDAFEM) não pode ser considerada uma variável explicativa exógena. Nesse caso, os resultados encontrados tendem a estar viesados. No entanto, caso esta seja a única fonte de endogeneidade, é possível afirmar que a maioria das conclusões são mantidas em termos qualitativos. Nesse sentido, uma extensão natural deste trabalho é levar explicitamente em consideração a endogeneidade da variável RENDAFEM, por exemplo, estimando o modelo descrito na seção por Mínimos Quadrados Não Lineares em Dois Estágios (MQNL2S).

Referências

- [1] Aassve, A. (2001). “Marital Dissolution among Young Americans: The Role of Income Variables and Past Family Formation Behaviour”. *University of Bristol, Department of Economics Discussion Paper*, n. 516.
- [2] Allen, D. W. (1992). “Marriage and Divorce: Comment”. *American Economic Review*, v. 82, p. 679-685.
- [3] Anderberg, D. (2001). “An Equilibrium Analysis of Marriage, Divorce and Risk-Sharing”. *CE-Sifo Working Paper*, n. 555.
- [4] Becker, G. S. (1973). “A Theory of Marriage: Part I”. *Journal of Political Economy*, v. 81, p. 813-846.
- [5] Becker, G. S. (1974). “A Theory of Marriage: Part II”. *Journal of Political Economy*, v. 82, part 2: Marriage, Family Human Capital, and Fertility, p. S11-S26.
- [6] Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.
- [7] Becker, G. S., Landes, E. M., Michael, R. T. (1977). “An Economic Analysis of Marital Instability”. *Journal of Political Economy*, v. 85, p. 1141-1188.
- [8] Bentzen, J., Smith, V. (2002). “An empirical analysis of the effect of labour market characteristics on marital dissolution rates”. *Aarhus School of Business, Department of Economics Working Paper*, n. 02-14.
- [9] Burdett, K., Coles, M. G. (1999). “Long-term Partnership Formation: Marriage and Employment”. *Economic Journal*, v. 109, p. F307-F334.
- [10] Burgess, S., Propper, C., Aassve, A. (2003). “The Role of Income in Marriage and Divorce Transitions among Young Americans”. *Population Economics*, v. 16, p. 455-475.
- [11] Chiappori, P. A., Weiss, Y. (2000). “Marriage Contracts and Divorce: an Equilibrium Analysis”. *Mimeo*.
- [12] Cornelius, T. J. (2003). “A search model of marriage e divorce”. *Review of Economic Dynamics*, v. 6, p. 135-155.
- [13] Corseuil, C. H. & Foguel, M. N. (2002). “Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE”. *Texto para Discussão do IPEA*, n. 897.
- [14] Davidson, R., MacKinnon, J. G. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*. New York, Oxford: Oxford University Press.

- [15] Driscoll, J. C., Kraay, A. C. (1998). “Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Data”. *Review of Economics and Statistics*, v. 80, p. 549-560.
- [16] Evans, M. D. R., Kelley, J. (2004). “Parental Divorce in Australia, Cohorts Born 1900-1975”. *Melbourne Institute Working Paper*, n. 22/04.
- [17] Fella, G., Manzini, P., Mariotti, M. (2004). “Does Divorce Law Matter?”. *Journal of the European Economic Association*, v. 2, p. 607-633.
- [18] Friedberg, L. (1998). “Did Unilateral Divorce Raise Divorce Rates? Evidence from Panel Data.” *American Economic Review*, v. 88, p. 608-627.
- [19] Gray, J. S. (1998). “Divorce-Law Changes, Household Bargaining, and Married Women’s Labor Supply”. *American Economic Review*, v. 88, p. 628-642.
- [20] Hausman, J. A. (1978). “Specification tests in econometrics”. *Econometrica*, v. 46, p. 1251-72.
- [21] Heckelman, J. C. (1997). “Determining Who Voted in Historical Elections: An Aggregated Logit Approach”. *Social Science Research*, v. 26, p. 121-134.
- [22] Heckelman, J. C. (2000). “Revisiting the Relationship Between Secret Ballots and Turnout. A New Test of Two Legal-Institutional Theories”. *American Politics Quarterly*, v. 28, p. 194-215.
- [23] Heckelman, J. C., Sullivan, T.S. (2002). “Testing For Aggregation Bias in a Non-Linear Framework: Some Monte Carlo Results” *Mimeo*.
- [24] Hoffman, S. D., Duncan, G. J. (1995). “The Effect of Incomes, Wages, and AFDC Benefits on Marital Disruption”. *Journal of Human Resources*, v. 30, p. 19-41.
- [25] IBGE (2002). *Estatísticas do Registro Civil*. Rio de Janeiro, v. 29.
- [26] Johnson, W. R., Skinner, J. (1986). “Labor Supply and Marital Separation”. *American Economic Review*, v. 76, p. 455-469.
- [27] Kelejian, H. H. (1995). “Aggregated heterogeneous dependent data and the logit model: A suggested approach”. *Economics Letters*, v. 47, p. 243-248.
- [28] Loureiro, P. R. A., Mendonça, M. J. C., Sachsida, A. (2003). “Fatores Econômicos Determinam o Fim de uma Relação Conjugal?”. *Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia*.
- [29] Lundberg, S., Pollak, R. A. (2003). “Efficiency in Marriage”. *Review of Economics of the Household*, v. 1, p. 153-167.
- [30] Neri, M. (2005). *Sexo, Casamento e Economia*. Rio de Janeiro: FGV/IBRE, CPS.
- [31] Newey, W. K., West, K. D. (1987). “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”. *Econometrica*, v. 55, p. 703-708.
- [32] Ono, H. (2004). “Divorce In Japan. Why it Happens, Why it Doesn’t”. *Stockholm School of Economics Working Paper*, n. 201.
- [33] Peters, H. E. (1986). “Marriage and Divorce: Informational Constraints and Private Contracting”. *American Economic Review*, v. 76, p. 437-454.
- [34] Peters, H. E. (1992). “Marriage and Divorce: Reply”. *American Economic Review*, v. 82, p. 686-693.
- [35] Peters, H. E. (1993). “The Importance of Financial Considerations in Divorce Decisions”. *Economic Inquiry*, v. 31, p. 71-86.
- [36] Phillips, B., Griffiths, W. (2004). “Female Earnings and Divorce Rates: Some Australian Evidence”. *Australian Economic Review*, v. 37, p. 139-152.

- [37] Rasul, I. (2005). "Marriage Markets and Divorce Laws". *Journal of Law, Economics & Organization*, v. 22, p. 30-69.
- [38] Ressler, R.W., Waters, M.S. (2000). "Female earnings and the divorce rate: a simultaneous equations model". *Applied Economics*, v. 32, p. 1889-1898.
- [39] Sander, W. (1985). "Women, Work, and Divorce". *American Economic Review*, v. 75, p. 519-523.
- [40] Sen, B. (2000). "How important is anticipation of divorce in married women's labor supply decisions? An intercohort comparison using NLS data". *Economics Letters*, v.67, p. 209-216.
- [41] Sen, B. (2002). "Does Married Women's Market Work Affect Marital Stability Adversely? An Intercohort Analysis Using NLS Data". *Review of Social Economy*, v. 60, p. 71-92.
- [42] Smith, I. (1997). "Explaining the Growth of Divorce in Great Britain". *Scottish Journal of Political Economy*, v. 44, p. 519-544.
- [43] Stevenson, B., Wolfers, J. (2007). "Marriage and Divorce: Changes and Their Driving Forces". *NBER Working Paper*, n. 12944.
- [44] Stoker, T. M. (1993). "Empirical Approaches to the Problem of Aggregation Over Individuals". *Journal of Economic Literature*, v. 31, p. 1827-1874.
- [45] Svarer, M. (2002). "Determinant of Divorce in Denmark". *University of Aarhus, Department of Economics Working Paper*, n. 2003-13.
- [46] Svarer, M., Verner, M. (2003). "Do Children Stabilize Marriages?". *University of Aarhus, Department of Economics Working Paper*, n. 2002-19.
- [47] Sweezy, K., Tiefenthaler, J. (1996). "Do State-Level Variables Affect Divorce Rates?". *Review of Social Economy*, v. 54, p. 47-65.
- [48] Train, K. E. (2003). *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge: Cambridge University Press.
- [49] Waters, M. S., Ressler, R. W. (1999). "An economic model of cohabitation and divorce". *Journal of Economic Behavior & Organization*, v. 40, p. 195-206.
- [50] Waite, L. J., Lillard, L. A. (1991). "Children and Marital Disruption". *American Journal of Sociology*, v. 96. p. 930-953.
- [51] Weiss, Y. (1997). "The Formation and Dissolution of Families: Why Marry? Who Marries Whom? And What Happens Upon Divorce". In: Rosenzweig, M. R., Stark, O. (ed.) *Handbook of Population and Family Economics*, v. 1A, p. 81-123.
- [52] Weiss, Y., Willis, R. J. (1993). "Transfers among Divorced Couples: Evidence and Interpretation". *Journal of Labor Economics*, v. 11, p. 629-679.
- [53] Weiss, Y., Willis, R. J. (1997). "Match Quality, New Information, and Marital Dissolution". *Journal of Labor Economics*, v. 15, part 2: Essays in Honor of Yoram Ben-Porath, p. S293-S329.
- [54] Wolfers, J. (2006). "Did Unilateral Divorce Laws Raise Divorce Rates? A Reconciliation and New Results". *American Economic Review*, v. 96, p. 1802-1820.
- [55] Wooldridge, J.M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, London: MIT Press.