

DETERMINANTES E DINÂMICA DA CORRESIDÊNCIA NO BRASIL NO PERÍODO DE 1991 - 2010

*Determinants and dynamics of coresidence in Brazil in the period
1991-2010*

DOI: 10.48075/igepec.v25i1.24972

Adriano Firmino V. de Araújo
José Luis da Silva Netto Junior
Liédje Bettizaide Oliveira de Siqueira

DETERMINANTES E DINÂMICA DA CORRESIDÊNCIA NO BRASIL NO PERÍODO DE 1991-2010

Determinants and dynamics of coresidence in Brazil in the period 1991-2010

DOI: 10.48075/igepec.v25i1.24972

Adriano Firmino V. de Araújo
José Luis da Silva Netto Junior
Liédje Bettizaide Oliveira de Siqueira

Resumo: O presente estudo tem como objetivo identificar os determinantes no tempo de coresidência de filhos adultos no Brasil, bem como analisar de se o tempo de coresidência se alterou no período de 1991 e 2010, tendo como base os microdados dos censos demográficos do IBGE. Os resultados sugerem que o tempo de coresidência aumentou no período de tempo estudado. As principais variáveis que afetam o tempo de coresidência estão associados dois componentes básicos: um associado ao local de residência e outro aos atributos familiares. Em relação ao primeiro, verifica-se um tempo maior de coresidência em áreas urbanas e nas regiões mais desenvolvidas. No tocante ao último ponto, indivíduos com pais com maior de escolaridade tendem coresidir por mais tempo com os pais.

Palavras-chave: coresidência; capital humano; urbanização.

Abstract: *This study aims to identify the determinants of the co-residence time of adult children in Brazil, as well as to analyze whether the co-residence time changed in the period 1991 and 2010, based on the IBGE demographic census microdata. The results suggest that the time of co-residence increased in the studied time period. The main variables that affect the time of co-residence are associated with two basic components: one related to the place of residence and the other with family attributes. Regarding the former, there is a longer time of co-residence in urban areas and in more developed regions. Regarding the latter, individuals with more educated parents tend to cohabit longer with them.*

Keywords: *co-residence; human capital; urbanization.*

Resumen: *El presente estudio tiene como objetivo identificar los determinantes del tiempo de co-residencia de niños adultos en Brasil, así como analizar si el tiempo de co-residencia cambió en el período 1991 y 2010, en base a los microdatos del censo demográfico del IBGE. Los resultados sugieren que el tiempo de co-residencia aumentó en el período de tiempo estudiado. Las principales variables que afectan el tiempo de co-residencia están asociadas con dos componentes básicos: uno asociado con el lugar de residencia y el otro con los atributos familiares. En cuanto a lo primero, existe un mayor tiempo de co-residencia en áreas urbanas y en regiones más desarrolladas. Con respecto a esto último, las personas con padres más educados tienden a convivir más tiempo con sus padres.*

Palabras clave: *co-residencia capital humano; urbanización.*

INTRODUÇÃO

É extensa a literatura que trata de questões relativas aos efeitos dos pais e do ambiente global sobre o status socioeconômico dos filhos em idade adulta. É fato estilizado que o background familiar explica uma parcela significativa da trajetória educacional e de renda dos filhos. Entretanto, fatores associados ao ambiente, tais como local de residência e conjuntura macroeconômica tem papel decisivo, juntamente com as características socioeconômicas dos pais, sobre a mobilidade intergeracional educacional e renda (BIRCHENALL, 2001; GALOR; TSIDDON, 1997; GALOR; ZEIRA, 1993).

Associado a todo este processo tem um outro fenômeno correlato que é o da dinâmica de coresidência de pais e filhos adultos. Alguns estudos sugerem mudanças no tempo de permanência dos filhos adultos residindo com os pais (IACOVOU, 1998). Outros trabalhos tratam dos efeitos associados a circunstâncias tais como processo de urbanização, elevadas taxas de desemprego, aumento do prêmio por qualificação como fatores que afetam a decisão de moradia com os pais em idade adulta (ERMISCH, 2003).

Desta forma, a coresidência tornou-se assunto de interesse da economia. Uma das razões está em sua conexão com decisões referentes à entrada no mercado de trabalho por parte dos jovens. Quando existe uma expectativa de maiores retornos com a diplomação universitária ou quando as condições de mercado não estão favoráveis como elevado desemprego e salários baixos a tendência é que os jovens adiem a saída da casa dos pais e invistam nos estudos. Neste sentido, os pais protegem os seus filhos das más ofertas de trabalho do mercado (GIANNELLI; MONFARDINI, 2005; ANGELINI; LAFERRÈRE, 2013).

Os trabalhos empíricos realizados por Giannelli e Monfardini (2000), Giannelli e Monfardini (2003); Giannelli e Monfardini (2005) reforçam esta forte relação entre mercado de trabalho, investimento em capital humano e arranjo familiar. Entre os seus principais achados, nos estudos citados, eles observaram para dados de famílias italianas que homens e mulheres possuem propensões diferenciadas em relação à saída de casa, os homens com chances majoradas em permanecer na casa dos pais. Uma maior renda familiar influencia positivamente na probabilidade de o filho permanecer na casa dos pais e dedicar-se em tempo integral aos estudos, isto verificado para ambos os sexos.

A partir do levantamento de informações para treze países do continente europeu, Angelini e Laferrère (2013) observaram que nos países considerados mais tradicionais, o padrão seria um baixo padrão educacional e os filhos deixando a casa dos pais mais tarde com a saída relacionada ao casamento. Os países modernos têm alto nível educação e os filhos deixam mais cedo a residência da família, podendo o motivo estar relacionado com uma formação complementar do estudo, como a ida para outras cidades para realização de cursos universitários ou com a busca de experiência profissional. De forma geral, houve um declínio da saída da casa relacionado com o casamento bem como se verificou um aumento da escolaridade.

Um outro ponto levantado neste estudo, trata do nível de renda dos pais e a qualidade da moradia. Assim, os autores afirmam que os pais muito ricos podem ajudar os filhos a terem sua própria casa por meio de transferência de renda. E os pais com menos restrição ajudam os filhos permitindo que estes fiquem em suas casas para se dedicarem um tempo maior na sua formação. Nos aspectos relacionados ao lar, os autores observaram que casas mais confortáveis, com um menor número de pessoas residindo, localizadas em centros urbanos, próximas aos empregos ou as

instituições de ensinos caracterizam-se por uma saída mais tarde dos filhos adultos.

Em paralelo, a coresidência pode ser influenciado por outros fatores. Por exemplo, os custos habitacionais podem surgir como um importante fator na decisão de coresidir. Deste modo, a renda familiar pode funcionar em dois sentidos. Caso a renda seja baixa demais, a renda dos filhos é importante na cesta de consumo do lar. Caso a renda dos pais seja alta, dependendo do grau de altruísmos destes pode se ter uma maior tolerância a presença dos filhos no lar (GIANNELLI; MONFARDINI, 2003)

Na mesma linha investigativa, o estudo de Cobb-Clark e Crossley (2004) sugere que existe uma relação positiva entre apoio dos pais e investimento em educação, considerado os filhos coresidentes, e indica uma relação direta entre nível de renda e média de idade de filhos residentes. Já o estudo de Sá et al. (2011) mostra que quanto maior for o nível de renda e de educação da família mais provável que os estudantes permaneçam com os pais. Por fim, o estudo feito por Ramalho e Netto Junior (2018) com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) de 1996, determinou que a escolaridade dos pais tem uma relação direta com o tempo de coresidência dos filhos adultos.

A mudança no padrão de organização das famílias em termos da permanência de moradia dos filhos adultos na casa dos pais entre os dois períodos censitários 1991 e 2010 no Brasil é a preocupação central deste estudo. De acordo com os dados do Censo para os referidos períodos o número de jovens entre 25 a 35 anos morando com os pais passou de uma proporção de cerca de 20% para 24%. Para os homens esta participação aumentou de 22% em 1991 para 28% em 2010. Enquanto para as mulheres este percentual era de 17% em 1991 e subiu para 21% em 2010.

Dado esta introdução o presente artigo tem como objetivos identificar os principais determinantes da coresidência dos filhos adultos e verificar se o tempo de permanência com os pais se alterou nos últimos anos, tendo como base os microdados dos Censos Demográficos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de 1991 e 2010

O presente estudo está dividido em 4 partes afora esta introdução. Na segunda parte será apresentado alguns modelos teóricos que versam sobre a temática aqui estudada. Na terceira parte serão feitas considerações a respeito da base de dados e do tratamento realizado e a estratégia empírica. A quarta parte será reservada para apresentação dos resultados e na última seção será dedicada as considerações finais.

2. REVISÃO TEÓRICA

Nesta seção será apresentado um modelo teórico que trata de aspectos associados a decisão de coresidência. De acordo com o modelo a seguir os jovens adultos tomam suas decisões de residir com os pais condicionadas à questões relativas ao altruísmo dos pais entre outros fatores de natureza domiciliar e variáveis associadas a conjuntura socioeconômica.

O modelo teórico assume que o comportamento dos filhos no que tange os estudos, trabalho e arranjos de vida são fundamentais na decisão de coresidir ou não (GIANNELLI; MONFARDINI, 2003). Neste sentido, esta abordagem dá uma maior ênfase nos ganhos esperados ao longo da vida, focando na acumulação de capital humano sob a forma de educação ou experiência no mercado de trabalho.

Presume-se que a juventude maximize uma utilidade esperada para toda a vida, U_t , de bens e lazer, C_t e L_t , sujeito a uma série de restrições, que variam de acordo com as alternativas de coresidir ou não e estudar ou trabalhar.

Os jovens objetivam maximizar a seguinte função:

$$\max E \sum_{t=1}^{\infty} (1 + \rho)^{t-1} [U(C_t, L_t)] \quad (1)$$

Em que as preferências são separadas intertemporalmente e ρ exprime a taxa de preferência intertemporal taxa de desconto.

A restrição orçamentária assume a seguinte forma:

$$\sum_{t=1}^{\infty} (1 + r)^{t-1} [W_t + \alpha_t TR_t - C_t - HC_t] \quad (2)$$

Em que r é a taxa de juros, W é o salário, $\alpha_t = 1$ se os jovens coesidem e $\alpha_t = 0$ caso contrário, TR é o valor das transferências dos pais para os filhos adultos coresidentes, HC exprime os custos de moradia enfrentado por jovens adultos e é assumido que os filhos adultos não-residentes não recebem transferências privadas.

O salário é dado pela expressão $W_t = wK_tH_t$, em que w é o salário por unidade de estoque de capital, K_t é o estoque de capital humano e H_t são as horas trabalhadas. A restrição temporal $T = \beta_t H_t + L_t + (1 - \beta_t) S_t$, em que T é a dotação de tempo, o estudo e o trabalho são mutuamente exclusivos, ou seja, $\beta_t = 1$ se os jovens adultos trabalham e $\beta_t = 0$ se os jovens adultos estudam e S_t são as horas de estudo. O capital humano pode ser acumulado através das horas trabalhadas ou por horas de estudo. O que implica na seguinte restrição:

$$K_t = \begin{cases} K_{t-1} + F[(1 - \beta_{t-1})S_{t-1} + \beta_{t-1}H_t] & \text{para } t = 1, \dots, t^* \\ K_{t-1} + G[H_t] & \text{para } t = t^* + 1, \dots, t^{final} \end{cases} \quad (3)$$

A regra de acumulação de capital humano é dada pela equação acima com as F e G . Na data em que o jovem faz a escolha, $t=1$, se espera que o processo de acumulação de capital humano continue em t^* pelo estudo ou pelo trabalho. No tempo t^* o jovem já atingiu a maturidade e só acumular capital humano via trabalho até o fim de sua idade ativa, t^{final} .

O jovem adulto fará as escolhas de acumular capital humano e dos arranjos associados a moradia de forma a maximizar sua utilidade. As utilidades indiretas implicam em:

$v_{w,co}, v_{w,nco}$: trabalhar e coesidir/não coesidir.

$v_{s,co}, v_{s,nco}$: estudar e coesidir/não coesidir.

Caso o jovem corresida e trabalhe, por exemplo, ter-se-á a seguinte condição:

$$\max(v_{w,co}, v_{w,nco}, v_{s,co}, v_{s,nco}) = v_{w,co}^*$$

Portanto, cada utilidade indireta depende das variáveis Y, P, M, W_w^E e W_s^E , onde W_w^E e W_s^E são ganhos esperados ao longo da vida decorrentes de investimentos em capital humano através do trabalho ou de educação, respectivamente. Y é o conjunto de características individuais do jovem adulto, P é um vetor de variáveis dos pais, dentre elas renda, transferências feitas ao filho coresidente, R . M é um vetor de variáveis que capta as condições do mercado.

Os seguintes cenários são previstos seguindo as abordagens da teoria do capital humano e da oferta de trabalho: a) o nível máximo de utilidade indireta é mais provável ser decorrente de investimento na acumulação de capital humano via estudos; b) existe um nível de ganhos esperados no qual o jovem seja indiferente entre acumular capital humano via trabalho ou educação no $t=1$; logo, se as preferencias são heterogêneas, o salário de reserva variará entre os indivíduos ou grupo de indivíduos.

No tocante a hipótese de comportamento altruístico dos pais o modelo prediz que os jovens serão mais propensos a morar com os pais dado os custos associados a

moradia, ou seja, quanto mais elevados forem os preços maiores as chances de coresidirem. Em paralelo, maiores serão as chances de os jovens escolherem estudar dado um elevado nível de desemprego.

3. METODOLOGIA

3.1 Base de Dados

O presente estudo realizou duas análises relacionadas à coresidência dos filhos. Na primeira análise, buscou-se verificar como a idade média dos filhos residentes mudou ao longo dos anos, considerando esta idade como *proxy* para o tempo de permanência na casa dos pais. Para tanto, considerou-se um período de quase vinte anos, sendo utilizados os dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2010 (IBGE, 1992, 2011).

O banco de dados construído tomou como base as informações dos filhos e dos enteados do chefe de domicílio, denominados na pesquisa apenas como filhos. Informações dos chefes de domicílio, cônjuges dos chefes de domicílio (denotado apenas como cônjuges) e do próprio domicílio foram associadas às informações dos filhos. Foram desconsiderados os filhos pertencentes a domicílios com mais de um cônjuge ou cujo chefe de domicílio ou cônjuge apresentasse idade inferior a 16 anos. Também foram desconsiderados os filhos com mais de 50 anos de idade.

As variáveis de renda foram compatibilizadas a partir da conversão e deflacionamento dos valores de 1991 em reais de julho de 2010 usando como deflator o INPC-Geral, fornecido pelo IPEA (2019). Foi criada uma variável de estrato de renda a partir dos percentis de renda domiciliar *per capita*. Os estratos correspondem aos percentis 10, 25, 50, 75 e 90. Muitas observações não continham informação sobre a renda do indivíduo. Para se evitar perda de informação, foi criada uma variável *dummy* para captar se o indivíduo possuía (1) ou não (0) alguma renda, classificando os valores faltantes como 0.

Para compatibilizar as informações de escolaridade, foi criada uma variável indicando o estrato educacional, sendo mantida a estrutura do Censo Demográfico de 2010, conforme apresentado no quadro 1.

QUADRO 1 – Compatibilização das informações relacionadas à escolaridade dos indivíduos

Estrato Educacional	Anos de Estudo
Até ensino fundamental incompleto	Até 7
Ensino médio incompleto	De 8 a 10
Ensino superior incompleto	De 11 a 14
Ensino superior completo	Mais de 15

Fonte: Elaboração própria.

Foram utilizadas variáveis *dummies* para captar as informações de região, sexo, estratos de escolaridade, zona de localização do domicílio e estrato de renda *per capita* do domicílio.

As estatísticas descritivas foram calculadas considerando o peso do indivíduo ou do domicílio, conforme o caso. Para as estimativas das estatísticas descritivas relacionadas ao chefe de domicílio, cônjuge e domicílios, foram retiradas as observações repetidas quando havia mais de um filho no domicílio.

A segunda análise buscou verificar aspectos relacionados à probabilidade de o indivíduo ser filho coresidente (contra a probabilidade de ser chefe de domicílio ou cônjuge). Para tanto, foi construído um banco de dados de indivíduos a partir do Censo

Demográfico de 2010 (IBGE, 2011). Foram considerados apenas os chefes de domicílios, cônjuges do chefe de domicílio, filhos e enteados do chefe de domicílio, com idades entre 16 e 50 anos (inclusive os limites). Assim como no banco de dados anterior, não foram considerados os indivíduos pertencentes a domicílios com mais de um cônjuge e foram utilizadas variáveis *dummies* para captar algumas informações.

3.2 Teste Múltiplo de Médias e Regressão Linear

Na impossibilidade de se verificar diretamente o tempo de coresidência dos filhos com seus pais pela inexistência de dados longitudinais para o período proposto, a idade do filho foi considerada como uma variável *proxy* do tempo de coresidência do filho.

Em um primeiro momento, foram calculadas as médias e desvios padrão da idade dos filhos para corte como: região, sexo, cor, escolaridade, estrato de renda e localização do domicílio (urbano ou rural). Em seguida, foram realizados os testes múltiplos de comparação de média de Bonferroni, de Scheffé (EDWARDS; BERRY, 1987) e de Sidak (ABDI, 2007).

Os métodos de Bonferroni e de Sidak partem da estatística *t* para comparar cada par de médias. O nível de significância de cada comparação é corrigido de modo a garantir que o nível de significância da família de testes não ultrapasse um determinado valor. Considerando um nível de significância estatística da família de teste igual a α , o intervalo de confiança para dados não balanceados será dado por:

$$(\hat{\mu}_i - \hat{\mu}_j) \pm t_{(\alpha', N-k)} \cdot \sqrt{QME \cdot \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right)}, (i \neq j) \quad (4)$$

Em que $(\hat{\mu}_i - \hat{\mu}_j)$ é a diferença entre as médias estimadas para os grupos *i* e *j*, respectivamente; $t_{(\alpha', N-k)}$ é o valor da estatística *t* para um nível de significância corrigido α' e $(N - k)$ graus de liberdade; QME é o quadrado médio do erro; N é o tamanho da amostra; *k* é o número de grupos e n_i é o tamanho do grupo *i*. O teste de Bonferroni considera $\alpha' = \alpha/c$ e o teste de Sidak considera $\alpha' = 1 - (1 - \alpha)^{\frac{1}{c}}$, em que *c* é o número de comparações par a par.

O teste de Scheffé garante que a significância estatística da família seja exatamente igual a α , partindo do seguinte intervalo de confiança

$$(\hat{\mu}_i - \hat{\mu}_j) \pm \sqrt{(k - 1) \cdot F_{(\alpha, k-1, N-k)}} \cdot \sqrt{QME \cdot \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right)}, (i \neq j) \quad (5)$$

Em que $F_{(\alpha, k-1, N-k)}$ é o valor da estatística *F*.

Em um segundo momento, buscou-se verificar as relações entre o tempo de coresidência (idade) e um conjunto de características do próprio indivíduo, do chefe de domicílio e seu cônjuge e do domicílio e de como essa relação mudou ao longo dos anos considerados no estudo. Tais relações podem ser captadas a partir da seguinte regressão linear:

$$Idade_t = x_t' \beta_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Em que x_t é o vetor de variáveis explicativas no ano *t*; β_t é o vetor de parâmetros a serem estimados para o ano *t* e ε_t é o termo de perturbação estocástica para o ano *t*.

Para este estudo, os dados de 1991 e 2010 foram empilhados e as mudanças nos parâmetros ao longo dos anos foram captadas a partir de uma variável *dummy* para o ano. Foi estimada a seguinte regressão linear por Mínimos Quadrados Ordinários:

$$Idade_t = x' \beta + (dAno \cdot x)' \beta^d + \varepsilon_t \quad (7)$$

Em que $dAno$ é uma variável *dummy* para ano (sendo 1991 o ano base); $(dAno \cdot x)$ é o vetor de variáveis resultantes da interação entre cada variável explicativa e a *dummy* para ano e β^d é o vetor de parâmetros associados às variáveis com interação. Ou seja, β^d capta o efeito da mudança nos parâmetros entre os anos 1991 e 2010, de modo que:

$$Idade_{1991} = x'_{1991} \cdot \beta \quad (8)$$

$$Idade_{2010} = x'_{2010} \cdot (\beta + \beta^d) \quad (9)$$

A presença de heterocedasticidade na regressão (7) foi detectada por meio do teste de Breusch-Pagan/Cook-Weisberg. Por essa razão, os erros padrão foram estimados a partir de *bootstrap* controlado por domicílio, de modo a evitar a repetição de observações de chefe de domicílio, cônjuge e domicílio. Tem-se que:

$$s_\beta = \left[\frac{1}{1-k} \sum (\hat{\beta}_i - \bar{\beta})^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (10)$$

Em que s_β é o erro padrão dos parâmetros; k é o número de replicações; $\hat{\beta}_i$ é a estimativa calculada na i -ésima amostra do *bootstrap* e $\bar{\beta}$ é a média do parâmetro, calculada a partir do banco de dados original. Foram consideradas 1.000 replicações.

3.3 Modelo Logit¹

Para a análise de probabilidade de o indivíduo ser filho coresidente, considerou-se como variável dependente uma *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo for filho ou enteado do chefe de domicílio e o caso contrário. A relação entre essa probabilidade e um conjunto de variáveis sobre as características dos indivíduos foram captadas a partir da aplicação do modelo *logit*.

De modo geral, quando a variável dependente representa apenas dois estados, pode-se aplicar os modelos de escolha binária. Considerando uma variável dicotômica Y e um conjunto de covariáveis, os modelos de escolha binária são definidos de tal modo que:

$$\text{Prob}(Y = 1|x) = F(x'\beta) \quad (11)$$

$$\text{Prob}(Y = 0|x) = 1 - F(x'\beta) \quad (12)$$

Em que β reflete o impacto de mudanças em x sobre a probabilidade.

O modelo *logit* assume que a função $F(x, \beta)$ seja uma função de distribuição acumulada logística. Dessa forma,

$$\text{Prob}(Y = 1|x) = F(x'\beta) = \frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}} = \frac{1}{1 + e^{-x'\beta}} \quad (13)$$

$$\text{Prob}(Y = 0|x) = 1 - F(x'\beta) = 1 - \frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}} = \frac{1}{1 + e^{x'\beta}} \quad (14)$$

A esperança condicionada de y é dada por:

$$E[y|x] = 0 \cdot \{1 - F(x'\beta)\} + 1 \cdot F(x'\beta) = F(x'\beta) = \frac{1}{1 + e^{-x'\beta}} \quad (15)$$

Portanto, o efeito marginal de x em y é dado por:

$$\frac{\partial E(y|x)}{\partial x} = \frac{\partial F(x'\beta)}{\partial x} = \left\{ \frac{dF(x'\beta)}{dx} \right\} \beta = f(x'\beta) \cdot \beta = \frac{e^{x'\beta}}{(1 + e^{x'\beta})^2} \cdot \beta \quad (16)$$

Em que $f(x'\beta)$ é a função de densidade associada a função de distribuição acumulada $F(x'\beta)$.

¹ Essa seção está fundamentada em Greene (2012) e Maddala (1983).

O cálculo da razão de chances (*odds ratio*) pode ser útil nos casos de variáveis explicativas dicotômicas. Considerando uma variável explicativa dicotômica X_i , a razão de chances é definida como:

$$OR(X_i) = \frac{E(y|X_i = 1)/1 - E(y|X_i = 1)}{E(y|X_i = 0)/1 - E(y|X_i = 0)} = \frac{e^{\bar{x}_i'\beta + \beta_i}}{e^{\bar{x}_i'\beta}} = e^{\beta_i} \quad (17)$$

Em que \bar{x}_i é o vetor de variáveis explicativas, excetuando X_i .

A estimação do modelo *logit* é realizada a partir do Método de Máxima Verossimilhança. A função de Verossimilhança é definida como:

$$L = \prod_{y_i=1} F(\beta'X_i) \prod_{y_i=0} [1 - F(\beta'X_i)] = \prod_{i=1}^N \left[\frac{e^{\beta'X_i}}{1 + e^{\beta'X_i}} \right]^{y_i} \left[\frac{1}{1 + e^{\beta'X_i}} \right]^{1-y_i} \quad (18)$$

A estimativa do vetor β deve maximizar essa função.

Considerou-se a estimativa robusta dos erros padrão por meio de estimador de Huber/White para se evitar o problema de heterocedasticidade inerente ao modelo *logit*.

4. RESULTADOS

4.1 Mudanças no Comportamento do Tempo de Coresidência dos Filhos entre 1991 e 2010

Para a avaliação do tempo de coresidência, foram analisadas 8.221.414 observações de filhos que viviam no mesmo domicílio dos pais para o ano de 1991 e 7.653.468 observações para o ano de 2010, correspondendo, respectivamente, a 3.087.417 e 3.961.367 domicílios.

A tabela 1 apresenta a média e o desvio padrão de variáveis que caracterizam os filhos, chefes de domicílio, cônjuges e domicílio para os anos de 1991 e 2010. Ressalta-se que foram considerados apenas os chefes de domicílio, cônjuges e domicílios vinculados a algum filho do banco de dados.

TABELA 1 – Estatística descritiva de variáveis características dos indivíduos e domicílios para os anos de 1991 e 2010

Variável	1991		2010		
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	
Filho	Idade	12,21	8,57	15,19	10,14
	Renda	564,71	1.299,14	772,51	1.413,63
Chefe de Domicílio	Idade	43,11	13,33	44,82	13,63
	Renda	1.410,59	2.966,92	1.466,75	3.674,85
Cônjuge	Idade	37,63	11,89	40,58	12,46
	Renda	904,65	1.891,11	1.123,47	2.802,89
Nº de pessoas no domicílio	4,83	1,94	4,05	1,49	
Renda domiciliar	2.189,65	4.248,86	2.613,54	7.058,70	
Renda domiciliar <i>per capita</i>	511,36	1.018,73	710,47	2.094,46	
Densidade cômodo	1,03	0,72	0,80	0,52	
Densidade dormitório	2,47	1,20	1,98	1,00	

Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE (2011) e IBGE (1992).

Constata-se que a idade média dos filhos coresidentes aumentou em três anos, evidenciando que o tempo de residência conjunta possa ter aumentado. A tabela 2 apresenta a média e o desvio padrão da idade dos filhos coresidentes segundo alguns critérios para os anos de 1991 e 2010.

A aplicação dos testes de Bonferroni, Sidak e Scheffé (EDWARDS; BERRY, 1987) indicou que apenas em duas comparações as médias não são estatisticamente diferentes entre si considerando um nível de significância de 1%: **(i)** superior incompleto para os filhos entre os anos de 1991 e 2010 e **(ii)** entre médio incompleto e superior incompleto do chefe de domicílio para o ano de 1991. No caso da primeira comparação, a hipótese de igualdade pode ser rejeitada a um nível de significância de 5% (para a segunda comparação, a hipótese de igualdade não pode ser rejeitada, mesmo considerando um nível de 10% de significância).

Observa-se uma queda na idade média dos filhos entre os anos estudados em apenas quatro cortes: **(i)** filhos com ensino fundamental incompleto, passando de 13,37 anos para 10,96 anos, **(ii)** filhos com ensino médio incompleto (20,54 e 20,17 anos, respectivamente para 1991 e 2010), **(iii)** filhos com ensino superior completo, cuja diferença não possui significância estatística e **(iv)** filhos cujo chefe de domicílio é do sexo feminino (17,31 e 16,96 em 1991 e 2010, respectivamente).

TABELA 2 – Média e desvio padrão da idade de filhos coresidentes por critérios selecionados para os anos de 1991 e 2010

Critério	Corte	1991		2010	
		Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
	Total	12,21	8,57	15,19	10,14
Região	Norte	10,91	7,81	13,79	9,46
	Nordeste	11,73	8,24	15,07	10,12
	Sudeste	12,93	9,00	15,84	10,39
	Sul	12,27	8,52	14,78	9,85
	Centro Oeste	11,61	8,11	14,48	9,85
Sexo do Filho	Masculino	12,48	8,55	15,53	10,21
	Feminino	11,92	8,58	14,81	10,06
Cor do Filho	Branca ou amarela	12,39	8,89	15,36	10,44
	Outras	12,04	8,25	15,05	9,87
Escolaridade do Filho	Fundamental incompleto	13,37	7,05	10,96	8,81
	Médio incompleto	20,54	5,37	20,17	6,65
	Superior incompleto	24,41	5,61	24,70	6,49
	Superior completo	29,39	6,12	29,32	6,68
Cor do Chefe de Domicílio	Branca ou amarela	12,69	8,90	15,75	10,44
	Outras	11,79	8,25	14,75	9,88
Escolaridade do Chefe de Família	Fundamental incompleto	12,67	8,67	16,49	10,56
	Médio incompleto	9,86	7,80	13,45	9,32
	Superior incompleto	9,90	7,73	13,11	9,16
	Superior completo	11,16	7,70	14,92	9,65
Escolaridade do Cônjuge	Fundamental incompleto	11,78	8,03	14,93	9,52
	Médio incompleto	9,09	7,19	12,30	8,65
	Superior incompleto	9,17	7,08	11,94	8,55
	Superior completo	9,60	6,89	13,39	9,04
Sexo do Chefe de Família	Masculino	11,45	8,06	14,11	9,54
	Feminino	17,31	10,04	16,96	10,83
Localização	Rural	11,34	8,02	13,90	9,50
	Urbano	12,63	8,80	15,46	10,25
Estrato de Renda	1	9,49	6,69	11,61	7,91
	2	10,86	7,77	12,58	8,67
	3	12,50	8,61	14,77	10,05
	4	13,27	9,00	17,11	10,71
	5	14,21	9,44	18,36	10,71
	6	14,47	9,65	18,42	10,79

Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE (2011) e IBGE (1992)

A tabela 3 apresenta os resultados da estimação do modelo de regressão linear. A primeira coluna apresenta as estimativas relacionadas às variáveis sem interação com a *dummy* de ano, correspondendo às estimativas para o ano 1991. A segunda coluna apresenta as estimativas relacionadas às variáveis interagindo com a *dummy* de ano e a última coluna apresenta os valores relacionados ao ano de 2010, calculados a partir da soma das duas colunas anteriores.

O coeficiente da variável sexo confirma que os homens tendem a coresidir com os pais por mais tempo em relação às mulheres. Este resultado está de acordo com o encontrado por Giannelli e Monfardini (2003) para estudos realizados na Itália. É possível ainda que isso seja resultado de um traço cultural da sociedade, em que se confere ao homem a responsabilidade de prover o domicílio e, conseqüentemente, impondo-lhe um maior custo em deixar o domicílio dos seus pais ou a saída das mulheres mais cedo relacionado ao casamento. De fato, mais da metade dos chefes de domicílios considerados no estudo é do sexo masculino, sendo os percentuais da ordem de 85% e 61%, respectivamente para os anos de 1991 e 2010. Ressalte-se que o valor do coeficiente aumenta entre os anos estudados, mesmo diante a um aumento na participação das mulheres da chefia do domicílio no mesmo período, podendo indicar que o traço cultural não só persiste, mas ganha força.

Os coeficientes das variáveis de escolaridade indicam um acréscimo no tempo de coresidência quanto maior for o nível de escolaridade do filho, sendo esse efeito maior em 2010. Esse resultado pode indicar um maior esforço dos pais em manter os filhos coresidindo para acúmulo de capital humano. Este achado encontra-se em acordo com o modelo teórico apresentado no trabalho e verificado empiricamente em diversos estudos (SÁ et al., 2011; COBB-CLARK; GØRGENS, 2014 e RAMALHO; NETTO JUNIOR, 2018).

Os coeficientes relacionados à escolaridade dos chefes de domicílio e dos seus cônjuges sugerem um maior esforço por parte de pais menos escolarizados, haja vista que são negativos e decrescentes em relação aos níveis de escolaridade. Novamente, observa-se que os efeitos são maiores para o ano de 2010.

O fato de o filho possuir alguma renda tem efeito positivo no tempo de coresidência em ambos os anos. Esse resultado pode sugerir uma possível dependência do domicílio em relação à renda do filho. Essa explicação é reforçada pelo sinal negativo dos coeficientes da variável “Possui renda” associada ao chefe de domicílio e a seu cônjuge para ambos os anos. No caminho oposto, o fato de o filho coresidente ser chefe de família ou cônjuge do chefe de família contribui positivamente para o tempo de coresidência, indicando haver algum grau de dependência dos filhos em relação aos pais. A variação do valor desses coeficientes entre os anos estudados pode indicar uma redução dessas dependências. Os sinais destas variáveis podem indicar que a moradia conjunta entre pais e filhos ocorre pelo efeito da economia de escala com a possibilidade de o consumo familiar ser maior num ambiente compartilhado (LAFERRÈRE, 2004).

TABELA 3 – Regressões lineares para os anos de 1991 e 2010 - variável dependente: idade média do filho

Variáveis	1991		Diferença entre 1991 e 2010		2010	
	Coeficiente (Erro Padrão ¹)		Coeficiente (Erro Padrão ¹)			
Filho	Sexo	0,1124	*(0,00405)	0,5554	*(0,00601)	0,6678
	Cor	0,0273	*(0,00669)	-0,4681	*(0,0092)	-0,4408
	Médio incompleto	3,6602	*(0,0082)	0,8131	*(0,01117)	4,4733
	Superior incompleto	5,1175	*(0,01136)	0,7859	*(0,01495)	5,9034
	Superior completo	7,7032	*(0,02341)	0,5498	*(0,02804)	8,2530
	Possui renda	5,1635	*(0,0068)	-1,0159	*(0,01087)	4,1476
	Chefe de família ou Cônjuge	6,0688	*(0,01599)	-1,5805	*(0,02085)	4,4883
Chefe de Domicílio	Idade	0,2585	*(0,00039)	0,1232	*(0,00058)	0,3817
	Sexo	-1,364	*(0,02365)	-0,1773	*(0,02476)	-1,5413
	Cor	0,0597	*(0,00709)	0,0648	*(0,00978)	0,1245
	Médio incompleto	-0,1558	*(0,00831)	-0,1303	*(0,01089)	-0,2861
	Superior incompleto	-0,3063	*(0,00908)	-0,2357	*(0,01132)	-0,5420
	Superior completo	-0,4769	*(0,01237)	-0,7084	*(0,0165)	-1,1853
	Possui renda	-0,8149	*(0,01095)	0,2281	*(0,01294)	-0,5868
Cônjuge	Médio incompleto	-0,4404	*(0,0082)	-0,2	*(0,01082)	-0,6404
	Superior incompleto	-0,6621	*(0,00865)	-0,2476	*(0,01094)	-0,9097
	Superior completo	-0,9485	*(0,01309)	-0,3274	*(0,01676)	-1,2759
	Possui renda	-0,2691	*(0,0054)	0,087	*(0,00771)	-0,1821
Norte	0,2101	*(0,01076)	-0,1509	*(0,01495)	0,0592	
Sudeste	0,0487	*(0,00662)	-0,0992	*(0,00974)	-0,0505	
Sul	0,1474	*(0,00834)	-0,5226	*(0,01177)	-0,3752	
Centro-oeste	0,0129	*** (0,01036)	0,0945	*(0,01517)	0,1074	
Zona Urbana	-0,1196	*(0,00632)	0,3568	*(0,00931)	0,2372	
Densidade Cômodo	-0,2902	*(0,00377)	0,0632	*(0,00714)	-0,227	
Renda Domiciliar <i>per capita</i>	0,0000888	*(0,00000314)	-0,000077	*(0,00000349)	0,0000118	
Constante / <i>Dummy</i> para Ano	2,8115	*(0,03013)	-6,1034	*(0,03483)	-3,2919	
P-Value F	0					
R²	0,659					
RMSE	4,8002					
Número de observações	11.206.516					

Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE (2011) e IBGE (1992).

Nota: * significância de 1%; ** significância de 5%; *** significância de 10%; **** sem significância a 10%.

1. Erro padrão estimado por *bootstrap* sem repetição do domicílio. Considerou-se 1.000 replicações.

O fato de o filho ser branco ou amarelo aumenta o tempo de residência em 1991, mas reduz esse tempo em 2010. Para o chefe de domicílio, ser branco ou amarelo aumenta o tempo de coresidência dos filhos para ambos os anos (o efeito aumenta em 2010).

O tempo de coresidência é positivamente relacionado com a renda domiciliar *per capita* e negativamente relacionada com a densidade de moradores do domicílio por cômodo em ambos os anos (sendo o efeito maior em 2010). A literatura traz que estas duas variáveis indicam a qualidade do “ninho”, nos lares com maior conforto e com mais privacidade, os filhos permanecem por mais tempo na residência dos pais (LAFERRÈRE, 2004 ;GIANNELLI; MONFARDINI, 2000; ANGELINI; LAFERRÈRE, 2013).

Os resultados demonstram mudança no tempo de coresidência entre as regiões, com exceção da região Centro-oeste em 1991, cujo coeficiente não é estatisticamente significativo a 10%. Por fim, verifica-se uma mudança no impacto da variável “Zona Urbana”, passando de negativa em 1991 para positiva em 2010.

4.2 Análise dos Resultados do Modelo Logit

Para a aplicação do modelo *logit* foram analisados 9.842.406 indivíduos apenas para o ano de 2010. A tabela 4 apresenta a distribuição percentual dos indivíduos entre as categorias de condição no domicílio estudadas.

TABELA 4 – Distribuição percentual dos indivíduos por categorias estudadas de condição no domicílio para o ano de 2010

Condição no Domicílio		%
Filho Não Corresidente	Chefe do Domicílio	37,28
	Cônjuge de sexo diferente	29,82
	Cônjuge de mesmo sexo	0,05
Filho Corresidente	Filho do chefe de domicílio e do cônjuge	19,8
	Filho somente do chefe de domicílio	11,93
	Enteado	1,12

Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE (2011).

A idade média dos filhos corresidentes é da ordem de 24,3 anos. Para os chefes de domicílios e cônjuges essa média é da ordem de 35,8 anos.

Os resultados indicam que a probabilidade de o indivíduo ser corresidente difere entre as regiões. O fato de o indivíduo morar na zona urbana aumenta em 5% a probabilidade de ser filho corresidente em relação ao morador da zona rural. De acordo com Angelini e Laferrère (2013), este fato pode estar relacionado a preferência dos indivíduos em morar nos lugares centrais, por isto nestas residências observa-se que os filhos permaneçam por mais tempo com os pais. Esse percentual de aumento é da ordem de 8,5% para indivíduo brancos ou amarelos em relação aos demais. Os homens possuem cerca de duas vezes mais chances de ser filhos corresidentes do que as mulheres. A tabela 5 apresenta as estimativas do modelo *logit*.

Quanto maior o nível de escolaridade, maiores são as chances de o indivíduo ser filho corresidente. As chances de um indivíduo com nível superior completo, por exemplo, chegam a mais que dobrar em relação a um indivíduo com até fundamental incompleto (categoria base). O fato de possuir alguma renda reduz a probabilidade de o indivíduo ser filho corresidente em aproximadamente 36% (ver GIANNELLI; MONFARDINI, 2003).

TABELA 5 – Resultado do modelo *logit* para presença de coresidência

Variável	Coeficiente (Erro Padrão ¹)		Odds Ratio (Erro Padrão ¹)	
Idade	-0,5050	*(0,000824)	-0,0253 ²	*(0,000012) ²
Idade ²	0,0055	*(0,000013)		
Norte	-0,2259	*(0,004106)	0,7978	*(0,003276)
Sudeste	0,0133	*(0,002664)	1,0134	*(0,002699)
Sul	-0,3183	*(0,003380)	0,7274	*(0,002459)
Centro-oeste	-0,3573	*(0,004923)	0,6995	*(0,003444)
Urbano	0,0441	*(0,002670)	1,0451	*(0,002790)
Sexo	0,7004	*(0,002221)	2,0146	*(0,004474)
Cor	0,0815	*(0,002267)	1,0849	*(0,002459)
Médio incompleto	0,2095	*(0,002976)	1,2331	*(0,003669)
Superior incompleto	0,5867	*(0,002697)	1,7980	*(0,004849)
Superior completo	0,9622	*(0,003950)	2,6174	*(0,010338)
Doença mental	2,2364	*(0,009002)	9,3600	*(0,084260)
Não enxerga	-0,4722	*(0,028638)	0,6236	*(0,017859)
Dificuldade para ouvir 1	0,6411	*(0,027982)	1,8985	*(0,053124)
Dificuldade para ouvir 2	0,2295	*(0,015637)	1,2579	*(0,019671)
Dificuldade para ouvir 3	-0,2890	*(0,007701)	0,7490	*(0,005768)
Dificuldade em Caminhar 1	0,7075	*(0,026115)	2,0289	*(0,052985)
Dificuldade em Caminhar 2	0,1031	*(0,012795)	1,1086	*(0,014184)
Dificuldade em Caminhar 3	-0,2229	*(0,008247)	0,8002	*(0,006599)
Possui renda	-0,4567	*(0,002412)	0,6334	*(0,001528)
Constante	8,6190	*(0,012787)		
P-Value Wald χ^2 (21)	0,0000			
P-Value Pearson χ^2 (92.593)	0,0000			
Pseudo R²	0,3199			
R² McFadden Ajustado	0,3200			
R² McKelvey & Zavoina	0,8870			
R² Cragg & Uhler	0,9770			
Área sob a Curva ROC	0,8535			
Número de observações	9.785.174			
	Cutpoint	Cutpoint		
	0,3	0,5		
Acurácia	0,7792	0,8124		
Sensibilidade	0,7799	0,6439		
Especificidade	0,7788	0,8948		

Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE(2011).

Nota: * significância de 1%; ** significância de 5%; *** significância de 10%; **** sem significância a 10%. 1. Erro padrão robusto. 2. Valores referentes ao efeito marginal acumulado da idade.

A existência de alguma doença mental aumenta as chances de um indivíduo ser filho coresidente em mais de nove vezes. Apenas os dois níveis mais graves de dificuldades em ouvir ou caminhar afetam positivamente a probabilidade de o

indivíduo ser filho coresidente. Observa-se que o fato de o indivíduo não enxergar reduz a probabilidade de ser filho coresidente em cerca de 38%. Pode ser que os problemas de visão sejam adquiridos em idades mais avançadas, o que justificaria esse resultado.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo teve dois objetivos básicos: primeiro identificar os determinantes da coresidência de filhos adultos no Brasil e, segundo, verificar se o tempo de permanência dos filhos com os pais se alterou tendo como base os microdados do Censos Demográficos do IBGE de 1991 e 2010. Os modelos teóricos sugerem que a decisão de coresidência dos filhos adultos está associado a fatores de natureza domiciliar, onde as características socioeconômicas dos pais têm papel determinante na decisão de permanecer ou sair do lar na idade adulta. Por outro lado, os fatores externos, associados ao local de residência e a conjuntura macroeconômica também exercem influência significativa nesta tomada de decisão.

No que se refere o tempo de coresidência, os resultados sugerem que a média de idade dos filhos aumentou em três anos considerando o período de estudo analisado. O que por sua vez, indica um aumento do tempo de permanência dos filhos com os pais. Entretanto, o aumento deste tempo com os pais não se distribui linearmente.

Em linhas gerais, quando se considera a variáveis sexo, o nível de escolaridade, cor e o nível de renda domiciliar observou-se uma relação significativa entre o tempo de permanência dos filhos adultos com os pais. No tocante ao sexo, os homens tendem a coresidir com os pais por mais tempo se comparado às mulheres. Quanto a renda domiciliar e a escolaridade quanto mais elevados forem maior o tempo de coresidência. Indivíduos de cor branca e amarela também apresentam uma relação direta com o tempo de residência com os pais. Neste contexto, a variável que exprime a condição do filho possuir alguma renda aumenta o tempo de coresidência o que pode estar associado a uma possível dependência da renda domiciliar da renda dos filhos adultos.

No tocante as variáveis referentes ao local de residência observaram-se que nas áreas urbanas o tempo de coresidência é maior que nas áreas rurais. Neste sentido, fatores existentes em aglomerados urbanos podem ajudar a entender esta dinâmica. Por exemplo, o fato do custo da moradia, taxas de desemprego entre outros fatores conjunturais e estruturais. Contudo, deve ser ressaltado que em áreas rurais o tempo de permanência dos pais com os filhos adultos também aumentou, embora seja menor que o observado em áreas urbanas.

REFERÊNCIAS

ABDI, H. The Bonferonni and Šidák Corrections for Multiple Comparisons. In: SALKIND, NEIL J. (University of Kansas) (org.). **Encyclopedia of Measurement and Statistics**. 1. ed. Thousand Oaks, California: SAGE Publications, 2007. DOI: 10.4135/9781412952644.

ANGELINI, Viola; LAFERRÈRE, Anne. Parental altruism and nest leaving in Europe: Evidence from a retrospective survey. **Review of Economics of the Household**, v. 11, n. 3, p. 393–420, 2013. DOI: 10.1007/s11150-012-9170-9.

BIRCHENALL, Javier A. Income distribution, human capital and economic growth in Colombia. **Journal of Development Economics**, v. 66, n. 1, p. 271–287, 2001. DOI: 10.1016/S0304-3878(01)00162-6.

COBB-CLARK, Deborah A.; GØRGENS, Tue. Parents' economic support of young-adult children: do socioeconomic circumstances matter? **Journal of Population Economics**, v. 27, n. 2, p. 447–471, 2014. DOI: 10.1007/s00148-013-0484-6. Disponível em: <http://link.springer.com/10.1007/s00148-013-0484-6>.

COBB-CLARK, Deborah; CROSSLEY, Thomas F. Revisiting the family investment hypothesis. **Labour Economics**, v. 11, n. 3, p. 373–393, 2004. Disponível em: <https://ideas.repec.org/a/eee/labeco/v11y2004i3p373-393.html>. Acesso em: 5 jan. 2021.

EDWARDS, Don; BERRY, Jack J. The Efficiency of Simulation-Based Multiple Comparisons. **Biometrics**, v. 43, n. 4, p. 913–928, 1987. DOI: 10.2307/2531545.

ERMISCH, John. **How Do Parents Affect the Life Chances of Their Children as Adults? An Idiosyncratic Review.**: SEDAP Research Paper. [s.l.: s.n.], 2003. Disponível em: <http://socserv2.mcmaster.ca/sedap>.

GALOR, Oded; TSIDDON, Daniel. Technological Progress, Mobility, and Economic Growth. **American Economic Review**, v. 87, n. 4, p. 363–382, 1997. DOI: 10.2307/2951350.

GALOR, Oded; ZEIRA, Joseph. Income Distribution and Macroeconomics. **The Review of Economic Studies**, v. 60, n. 1, p. 35–52, 1993. DOI: 10.2307/2297811.

GIANNELLI, G. C.; MONFARDINI, C. A nest or a golden cage? {Family} co-residence and human capital investment decisions of young adults. **International Journal of Manpower**, [v. 21, n. 3–4, p. 227–245, 2000. DOI: 10.1108/01437720010336012.

GIANNELLI, Gianna Claudia; MONFARDINI, Chiara. Joint decisions on household membership and human capital accumulation of youths. The role of expected earnings and local markets. **Journal of Population Economics**, v. 16, n. 2, p. 265–285, 2003. DOI: 10.1007/s001480200119.

GIANNELLI, Gianna Claudia; MONFARDINI, Chiara. Young people living with their parents: the gender impact of co-residence on labour supply and unpaid work. In: **Unpaid Work and the Economy**. [s.l.] : Routledge, 2005. p. 184–201.

GREENE, WH William H. **Econometric analysis**. 7th. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2012.

IACOVOU, Maria. Young people in Europe: Two models of household formation. **University of Essex**, n. September, p. 1–35, 1998.

IBGE. **Censo Demográfico de 1991**. Rio de Janeiro, 1992.

IBGE. **Censo Demográfico de 2010**. Rio de Janeiro, 2011.

IPEA. **Dados Macroeconômicos**. 2019. Disponível em:
<http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 5 ago. 2019.

LAFERRÈRE, Anne. Leaving the nest: the interaction of parental income and environment. Paris: **Institut National de la Statistique et des Etudes ...**, n. January, p. 1–44, 2004.

MADDALA, G. S. **Limited-Dependent and Qualitative in Econometrics**. New York: John Wiley & Son, 1983.

RAMALHO, Hilton Martins de Brito; NETTO JUNIOR, José Luis Silva. Dinâmica intergeracional de educação e coresidência entre pais e filhos adultos no Brasil. **Análise Econômica**, v. 36, n. 69, 2018. DOI: 10.22456/2176-5456.52942. Disponível em:
<http://seer.ufrgs.br/index.php/AnaliseEconomica/article/view/52942>.

SÁ, Carla; AMADO TAVARES, Diana; JUSTINO, Elsa; AMARAL, Alberto. Higher education (related) choices in Portugal: joint decisions on institution type and leaving home. **Studies in Higher Education**, v. 36, n. 6, p. 689–703, 2011. DOI: 10.1080/03075071003725343. Disponível em:
<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/03075071003725343>.

Submetido em 20/05/2020
Aprovado em 20/12/2020

Sobre o(s) Autor(es):

Adriano Firmino V. de Araújo

Possui graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Federal da Paraíba (2000), mestrado em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (2002) e doutorado em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (2007). Professor associado do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba. Tem experiência na área de Economia, com ênfase em Economia Ambiental, em especial métodos de valoração econômica, Economia do Crime e Métodos Quantitativos. E-mail: afva77.de.ufpb@gmail.com

José Luis da Silva Netto Junior

Possui graduação e mestrado em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (2000) e (2003). É Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (2008). Atualmente é professor associado da Universidade Federal da Paraíba, atuando principalmente nos seguintes temas: economia regional, crescimento econômico e desigualdade de renda, migrações, mobilidade de renda e mobilidade educacional. E-mail: juniorluis@yahoo.com

Liédje Bettizaide de Oliveira Siqueira

Possui graduação em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (1999), mestrado em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (2002) e doutorado em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (2006). Atualmente é professora associada do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba. Tem experiência na área de Economia, com ênfase em Economia Regional, atuando principalmente nos seguintes temas: migração de retorno, migração, economia da educação e avaliação de políticas públicas. E-mail: liedjesiqueira@gmail.com