

da Piedade Morais, Maria; Rego, Paulo Augusto

**Working Paper**

## Determinantes socioeconômicos da coabitação familiar dos jovens e da formação de novos domicílios no Brasil urbano

Texto para Discussão, No. 2351

**Provided in Cooperation with:**

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

*Suggested Citation:* da Piedade Morais, Maria; Rego, Paulo Augusto (2017) : Determinantes socioeconômicos da coabitação familiar dos jovens e da formação de novos domicílios no Brasil urbano, Texto para Discussão, No. 2351, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/177567>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

# 2351

**DETERMINANTES SOCIOECONÔMICOS  
DA COABITAÇÃO FAMILIAR DOS  
JOVENS E DA FORMAÇÃO DE NOVOS  
DOMICÍLIOS NO BRASIL URBANO**

**Maria da Piedade Morais  
Paulo Augusto Rego**

**TEXTO PARA DISCUSSÃO**





## DETERMINANTES SOCIOECONÔMICOS DA COABITAÇÃO FAMILIAR DOS JOVENS E DA FORMAÇÃO DE NOVOS DOMICÍLIOS NO BRASIL URBANO<sup>1</sup>

Maria da Piedade Morais<sup>2</sup>  
Paulo Augusto Rego<sup>3</sup>

---

1. Para versões preliminares deste trabalho, ver Morais e Rego (2011; 2014) e Ipea (2012).

2. Técnica de planejamento e pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea. *E-mail*: <pedade@ipea.gov.br>.

3. Analista de comércio exterior do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC) e ex-bolsista do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) do Ipea. *E-mail*: <paulo.rego@mdic.gov.br>.

## Governo Federal

### Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão

Ministro Dyogo Henrique de Oliveira

# ipea

**Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada**

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

#### Presidente

Ernesto Lozardo

#### Diretor de Desenvolvimento Institucional

Rogério Boueri Miranda

#### Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Alexandre de Ávila Gomide

#### Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

José Ronaldo de Castro Souza Júnior

#### Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Alexandre Xavier Ywata de Carvalho

#### Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura, Interino

Rogério Boueri Miranda

#### Diretora de Estudos e Políticas Sociais

Lenita Maria Turchi

#### Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Sergio Augusto de Abreu e Lima Florencio Sobrinho

#### Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação

Regina Alvarez

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

## Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2017

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.  
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: R 15; R21; R31; R38; C33; J32; J13.

# SUMÁRIO

---

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO .....	7
2 RESENHA DA LITERATURA .....	9
3 INDEPENDÊNCIA DOMICILIAR DOS JOVENS: O QUE DIZEM OS DADOS .....	14
4 METODOLOGIA E RESULTADOS DOS MODELOS ECONÔMICOS .....	22
5 CONCLUSÃO .....	30
REFERÊNCIAS .....	31
APÊNDICE .....	34



## SINOPSE

O objetivo deste trabalho é compreender os principais determinantes socioeconômicos da coabitação familiar e da formação de novos domicílios nas áreas urbanas brasileiras por parte de jovens adultos. Metodologicamente, o estudo adapta os modelos de De Vos (1989) e Granado e Castillo (2002) para o caso brasileiro, utilizando os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2009, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2009). O trabalho pretende ainda verificar em que medida a coabitação familiar e a constituição de novos domicílios no Brasil estão relacionados com as condições vigentes no mercado imobiliário, com vistas a subsidiar a elaboração de políticas habitacionais mais adequadas às necessidades da população jovem.

**Palavras-chave:** coabitação; formação de novos domicílios; transição para a vida adulta; saída da casa dos pais; demanda habitacional; política habitacional; Brasil.

## ABSTRACT

The objective of this article is to understand the main socioeconomic determinants of family cohabitation and new household formation by young adults in Brazilian urban areas. Methodologically, the study adapts the models of De Vos (1989) and Granado and Castillo (2002) to the Brazilian case, using microdata from Brazilian Institute of Geography and Statistics - IBGE 2009 National Household Survey - PNAD. The work also intends to verify to what extent the family cohabitation and new household formation are related to the conditions prevailing in the housing market, in order to subsidize the elaboration of housing policies more appropriate to the needs of the young population.

**Keywords:** cohabitation; new household formation; adulthood transition; leaving parental home; housing demand; housing policy; Brazil.





## 1 INTRODUÇÃO

O direito à moradia está incluído entre os direitos sociais mínimos constantes da Constituição Federal – CF (Brasil, 2015),<sup>1</sup> mas o *deficit* habitacional ainda correspondia a 5,43 milhões de domicílios em 2012, mostrando que o direito à moradia adequada ainda não é realidade para todos os brasileiros. A coabitação familiar é o segundo fator individual que mais contribui para o *deficit* habitacional, ficando atrás somente do ônus excessivo com aluguel, correspondendo a 1,865 milhão de domicílios, 86,7% dos quais estavam localizados em áreas urbanas, o que reflete um maior custo da terra e da moradia nessas localidades (FJP, 2015).

A partir de 2007, a introdução de duas perguntas específicas no questionário da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), permitiu o refinamento do cálculo da coabitação familiar, incluindo no *deficit* habitacional apenas aquelas famílias conviventes secundárias<sup>2</sup> que tinham a intenção de constituir um novo domicílio.<sup>3</sup> Em 2009, 62,2% dos chefes de famílias secundárias conviventes entrevistados pela Pnad expressaram a vontade de mudar e formar um domicílio independente; proporção ainda mais elevada entre os chefes de famílias secundárias com idades entre 21 e 30 anos.

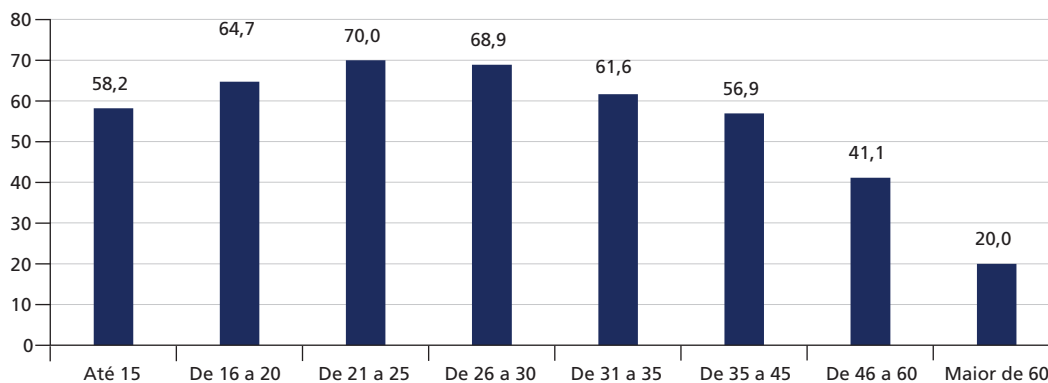
---

1. Capítulo II – Dos direitos sociais – art. 6º São direitos sociais a educação, a saúde, a alimentação, o trabalho, a moradia, o transporte, o lazer, a segurança, a previdência social, a proteção à maternidade e à infância, a assistência aos desamparados, na forma desta Constituição. (Redação dada pela Emenda Constitucional nº 90, de 2015).

2. O IBGE considera como família o conjunto de pessoas ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, que residissem na mesma unidade domiciliar e, também, a pessoa que morasse só em uma unidade domiciliar. Famílias conviventes são aquelas constituídas por, no mínimo, duas pessoas cada uma, que residem em na mesma unidade domiciliar.

3. Para uma análise detalhada da coabitação familiar e seus motivos, ver Moraes e Rego (2009).

GRÁFICO 1  
Chefes de famílias secundárias urbanas que pretendem constituir outro domicílio por faixa etária (2009)  
(Em %)



Fonte: Microdados da Pnad/IBGE (IBGE, 2009).  
Elaboração dos autores.

A falta de recursos financeiros predomina entre os motivos apontados para a coabitação familiar; percentual ainda maior entre os chefes de famílias secundárias mais jovens, impedindo-os de formar novos domicílios e retardando sua saída da casa dos pais.

São várias as decisões que os jovens precisam tomar em sua transição para a vida adulta; tema ainda relativamente pouco estudado no Brasil. São decisões sobre continuar ou não os estudos, escolha da carreira profissional, constituição de uma nova família, formação de um novo domicílio, entre outras que ocorrem simultaneamente e, por isso, não podem ser analisadas individualmente.

Nesse sentido, o objetivo deste trabalho é estudar os principais determinantes socioeconômicos da coabitação familiar e da formação de novos domicílios nas áreas urbanas brasileiras por parte dos jovens adultos, a partir de abordagem quantitativa, utilizando dados da Pnad/IBGE para 2009 (IBGE, 2009). Ademais, este trabalho pretende verificar ainda em que medida a coabitação familiar e a constituição de novos domicílios estão relacionados com as condições vigentes no mercado imobiliário, com vistas a subsidiar a elaboração de políticas habitacionais mais adequadas para atender as necessidades habitacionais das faixas etárias mais jovens.

O texto encontra-se estruturado em cinco seções. Dando seguimento a esta introdução, a seção 2 apresenta uma breve revisão da literatura sobre a independência domiciliar dos jovens. A seção 3 mostra as principais estatísticas descritivas sobre os

jovens dependentes e independentes no Brasil urbano, utilizando os microdados das Pnads 1999 e 2009. A seção 4 descreve a metodologia utilizada e apresenta a estimação de dois modelos econométricos para o Brasil, adaptados de De Vos (1989) e Granado e Castillo (2002), discutindo os principais resultados encontrados. A seção 5 conclui o trabalho e apresenta algumas implicações para as políticas habitacionais.

## 2 RESENHA DA LITERATURA

No Brasil, apenas recentemente vêm sendo realizados estudos sobre os impactos dessa interconexão de fatores sobre a opção dos jovens de sair da casa dos pais, mas tais estudos ainda se restringem ou a comentários metodológicos, ou a métodos não quantitativos (Henriques, Carneiro e Magalhães, 2006; Alves e Cavenaghi, 2005; Camarano, 2006; Silveira e Wagner, 2006; Carneiro, Knudsen e Osório, 2001; Medeiros e Osório, 2001).

Também são poucas as contribuições empíricas com técnicas estatísticas apropriadas em outros países em desenvolvimento, devido, em sua maioria, a problemas de disponibilidade de dados (Grant e Furstenberg Junior, 2007; Hook e Glick, 2005; An, Mertig e Liu, 2003; Bongaarts, 2001; Johnson e Davanzo, 1998; Amoroso, Filgueira e Fuentes, 1997; Yi *et al.*, 1994; De Vos, 1989). A concentração desses estudos encontra-se nos países europeus e na América do Norte, especialmente aqueles com pesquisas de campo que conseguem monitorar as famílias ao longo do tempo – como as bases de dados longitudinais (Holdsworth e Elliott, 2001; Ermisch e Disalvo, 1997; Davanzo e Johnson, 1998; Aassve *et al.*, 2007).

Na ausência desse tipo de base, a primeira opção dos estudos mencionados anteriormente é o uso de dados retrospectivos ou que informam a duração da pessoa em seu atual estágio. A utilização de dados *cross-section* aparece em último caso, sendo poucos os estudos que conseguem ir além de mera análise descritiva ou comparativa (De Vos, 1989; Aquilino, 1990). No entanto, indo contra a corrente, Blanc e Wolff (2006) “sintetizaram” as informações de um painel, para realizarem análise *cross-section* entre os países da União Europeia, demonstrando que tais bases de dados também podem gerar bons resultados.

Na construção dos modelos econométricos, destacam-se algumas variáveis que aparecem com grande frequência. A principal destas é a que se refere ao gênero dos

jovens, sendo todas as demais variáveis bastante sensíveis a esta – uma exceção é Goldscheider, Thornton e Yang (2001). Em síntese, encontra-se que as mulheres saem mais cedo de casa (Holdsworth, Voas e Tranmer, 2002; Johnson e Davanzo, 1998), especialmente quando visam constituir um relacionamento (Avery, Goldscheider e Speare Junior, 1992; Ermisch e Di Salvo, 1997; Cordón, 1997). Outras variáveis socioeconômicas também foram mais significativas para as mulheres (Ermisch e Di Salvo, 1997; Cordón, 1997), enquanto os homens se mostraram mais influenciados pelo perfil econômico dos pais e do país em que vivem (Johnson e Davanzo, 1998). Disso, conclui-se serem necessárias análises separadas para homens e mulheres, inclusive com algumas variáveis explicativas específicas para cada modelo.

No entanto, algumas variáveis apresentam comportamentos semelhantes, mas em diferentes intensidades, para os dois gêneros. Nos estudos que conseguem obter informações sobre a família das quais os jovens se emanciparam, observa-se que estruturas familiares instáveis (pais solteiros ou divorciados e presença de padrastos ou madrastas) tenderam a acelerar a saída destes (Holdsworth, Voas e Tranmer, 2002; Johnson e Davanzo, 1998; Aquilino, 1990). A situação financeira também influencia tal decisão, mas não há consenso se os pais com renda mais alta atuam para segurar os filhos em casa (hipótese de altruísmo), ou para auxiliá-los nessa transição para a vida adulta independente. A questão do adensamento no domicílio também se mostrou relevante em Whittington e Peters (1996), sendo que Avery, Goldscheider e Speare Junior (1992) e Johnson e Davanzo (1998) verificaram que a ordem de nascimento dos filhos afeta a significância dessa variável.

Uma vez que esse tipo de informação não é tão disponível, o comum é achar estudos que trabalham com as informações referentes aos próprios jovens, sejam independentes ou não. Um dos principais fatores levantados refere-se à educação. Os estudos apontam que a idade com que os jovens decidem sair da casa dos pais se eleva à medida que estes passam mais tempo na escola – especialmente no caso das mulheres (Avery, Goldscheider e Speare Junior, 1992; Johnson e Davanzo, 1998; Grant e Furstenberg Junior, 2007) e dos homens em áreas rurais (De Vos, 1989). No entanto, isso não significa que a educação evita a emancipação domiciliar dos jovens, pois verifica-se que os jovens mais capacitados têm maiores probabilidades de sair da casa dos pais enquanto “jovens” (Holdsworth, Voas e Tranmer, 2002; Johnson e Davanzo, 1998; Goldscheider, Thornton e Yang, 2001), inclusive em busca de mais educação. Ermisch e Di Salvo (1997) mostram que quanto maior o nível educacional dos pais, especialmente da mãe, maior a probabilidade do jovem sair de casa para continuar seus estudos.

Devido a dificuldades metodológicas, poucos estudos exploram a relação entre educação e as expectativas futuras que esta gera sobre o emprego e a renda potencial dos jovens. Entretanto, há certo consenso de que jovens com melhores expectativas econômicas saem de casa mais cedo (Aassve *et al.*, 2007; Whittington e Peters, 1996; Haurin, Hendershott e Kim, 1993). Já no que concerne ao impacto da efetiva entrada no mercado de trabalho, os estudos apresentam resultados ambíguos. Enquanto alguns estudos encontram evidências de que os jovens empregados e com altos salários são mais propensos a sair de casa (Avery, Goldscheider e Speare Junior, 1992; Holdsworth, 2000), outros concluem que a ocupação atual do jovem não seria relevante para acelerar essa saída (De Vos, 1989; Córdón, 1997). Mas a grande parte dos resultados indica que a participação do jovem no mercado de trabalho enquanto ainda vive na casa dos pais é uma etapa do ciclo de vida que precede sua completa independência.

Dessa forma, não é estranho observar o impacto que a taxa de desemprego possui nessa etapa da vida dos jovens. Whittington e Peters (1996) e Córdón (1997) mostram que a decrescente oportunidade de emprego para os jovens em alguns países diminuiu a probabilidade destes tornarem-se independentes. Outros estudos concluíram que o fato de o jovem ter experienciado o desemprego afetou negativamente essa probabilidade, e que os homens são mais propensos a sair da casa dos pais em anos de forte crescimento da economia local (Johnson e Davanzo, 1998; Holdsworth, Voas e Tranmer, 2002).

Nesse ponto, também cabe apresentar a discussão acerca do efeito da renda dos pais sobre a escolha dos jovens quanto a sua independência domiciliar. Observando-se a literatura, encontra-se que a renda dos pais tem efeito negativo sobre a saída dos filhos quando novos – especialmente se estes querem sair para casar – e positivo quando mais velhos – particularmente se não for para casar (Avery, Goldscheider e Speare Junior, 1992; Whittington e Peters, 1996). Em parte, isso se relaciona ao fato de famílias bem financeiramente proverem maior suporte educacional aos filhos (De Vos, 1989; Goldscheider, Thornton e Yang, 2001). Todavia, também é questionado pela literatura quão altruístas são os pais em relação a seus filhos – evidências a favor (Blanc e Wolff, 2006; Ermisch e Di Salvo, 1997) e contra (Holdsworth *et al.*, 2001; Davanzo e Johnson, 1998).

Ou seja, observa-se que os jovens apresentam uma “percepção de pobreza” ao decidir quando sair de casa (Aassve *et al.*, 2007). Nesse ponto, entra em cena um dos principais papéis da família atual em economias com mercados de trabalho inseguros e com pouco espaço para os jovens, em que: “o prolongamento da convivência familiar – a

permanência dos filhos adultos na casa dos pais – afirmar-se-ia como uma atitude de não enfrentamento da sensação de insegurança que afeta os que vivem no mundo de hoje, visto como imprevisível e incerto” (Henriques, Carneiro e Magalhães, 2006, p. 333). Isso ocorre especialmente entre as famílias perto ou abaixo da linha de pobreza, as quais recorrem à extensão do domicílio para superar as dificuldades financeiras (Aquilino, 1990). No entanto, é bom ressaltar que os fatos aqui expostos reforçam a ideia de que a emancipação financeira é condição necessária, mas não suficiente, para a emancipação domiciliar dos jovens.

Alguns autores atribuem papel importante às condições do mercado habitacional, para explicar a formação de novos domicílios. Haurin, Hendershott e Kim (1993) argumentam que um aumento nos aluguéis está associado a uma probabilidade menor de os jovens saírem da casa dos pais. Para Ermisch e Di Salvo (1997), preços de moradia mais elevados desencorajam a formação de novos casais. Ao analisar o problema enfrentado pelos jovens no mercado habitacional, Jones (1995) argumenta que aqueles jovens obrigados a coabitar com amigos ou parentes, ou que não conseguiram sair da casa dos pais, podem ser encarados como integrantes de parcela oculta da população de rua (*hidden homeless*). De acordo com a autora, os jovens necessitam de moradias que não só estejam adequadas a sua capacidade de pagamento, mas que também lhes confiram flexibilidade para mudar em busca de emprego ou de educação. Nesse caso, a propriedade privada não é necessariamente a solução ideal para jovens solteiros, indo de encontro aos resultados achados por Morais e Cruz (2009), que veem a locação social como excelente alternativa habitacional para a população jovem.

Além disso, não se pode considerar que a simples análise desses casos possa ser usada como referência para o caso brasileiro, uma vez que apresentam estágios demográficos e bases de dados diferentes. Em certas situações, fatores culturais – como arranjos familiares históricos – são mais fortes que os econômicos, sendo os primeiros, por exemplo, de grande importância para entender a dependência residencial nos países ao sul da Europa (Cordón, 1997). De fato, encontra-se que, assim como a tendência etária de saída dos pais é bem divergente entre os países do norte e do sul da Europa, essa tendência é bem semelhante entre os países latino-americanos (De Vos, 1989; Cordón, 1997).

Diante desse fato, não só é preciso observar as bases de dados disponíveis e as metodologias econométricas usadas pela literatura, como também é necessário adicionar a esses modelos elementos institucionais e ajustá-los ao perfil demográfico local (Grant e Furstenber Junior, 2007; Johnson e Davanzo, 1998). Como pesquisa de referência,

usaremos o estudo da De Vos (1989), por tratar-se de modelo *logit* simples aplicado a países com características socioeconômicas próximas às do Brasil. Nesse estudo, utiliza-se uma variável *dummy* para segregar os jovens segundo permanência ou não na casa dos pais, bem como uma série de variáveis independentes ligadas a essa decisão.

Entre essas variáveis independentes, De Vos (1989) inclui duas grandes decisões referentes à transição para a vida adulta: continuar estudando e/ou começar a trabalhar. Apesar de tratar essas variáveis como exógenas ao modelo, não é incomum que essas questões surjam ao mesmo tempo que a questão de permanecer ou sair da casa dos pais, o que implicaria modelagem de equações simultâneas, como a usada por Granado e Castillo (2002). Para saber como as decisões entre estudar e trabalhar estão correlacionadas com a decisão de sair da casa dos pais, esses autores elaboraram três equações estruturais representando os fatores que influenciam cada decisão, usando técnicas estatísticas próprias para modelos simultâneos adaptadas para o fato de as decisões definidas como variáveis dependentes serem variáveis categóricas.

Assim, para a estimação desses dois modelos, o primeiro ponto a ser pensado é como definir as variáveis aplicáveis ao cenário brasileiro. A fim de identificar os jovens brasileiros, uma idade de corte inicial apropriada seria 18 anos; idade que dá início à maioridade civil e também é adotada em outras pesquisas. Ainda usando a literatura internacional referenciada anteriormente como parâmetro, poderíamos adotar como corte final as idades entre 29 e 35 anos. No Brasil, as políticas voltadas aos jovens geralmente usam o intervalo entre 18 e 24 anos para identificar seu público-alvo, assim como pesquisas oficiais do IBGE. No entanto, uma política recente expande esse intervalo até os 29 anos, para incluir os “jovens tardios”, o que já reflete o reconhecimento do Estado brasileiro de que houve prolongamento da transição para a idade adulta.

Entretanto, após algumas análises gráficas, verificamos que a escolha do corte final nessa faixa não interfere significativamente nos resultados. Tanto a população na faixa entre 18 e 30 anos como a na faixa entre 18 e 35 apresentam leve superioridade de jovens ainda solteiros e sem filhos na casa de pais ou parentes, especialmente entre os homens. Entre aqueles que saíram de casa, a grande maioria está ou já foi casada, possuindo mãe ou sogra ainda viva em outro domicílio. Ou seja, a saída de casa é uma opção desses jovens, que buscavam a independência domiciliar para constituir sua própria família. Essa estatística também revela que, assim como em outros estudos, a saída da casa dos pais no Brasil está intimamente ligada à união conjugal, sendo pequena a



parcela de jovens que continuam na casa dos pais como chefes de famílias secundárias – sendo bom ressaltar que grande parte desses jovens são mães solteiras.

Assim, neste artigo, foi usada a Pnad 2009 e adotado todo o universo de pessoas entre 18 e 29 anos nas áreas urbanas (pessoas definidas, a partir de agora, como jovens). Assumiu-se que um jovem ainda é dependente se este respondeu à pesquisa sendo filho (a) ou outro parente da pessoa de referência do domicílio, e independente nos demais casos. Para o emprego, optou-se por utilizar uma variável com três categorias, a fim de representar a forma de inserção do jovem no mercado de trabalho. Os jovens foram classificados como desempregados, empregados em empregos não seguros e empregados em empregos seguros, em que os empregados não seguros foram considerados como: os empregados sem carteira de trabalho assinada – inclusive empregados domésticos –, os autônomos, os trabalhadores na produção/construção para o próprio consumo/uso e os não remunerados. Para a educação, os jovens foram classificados como estudantes, se frequentando a escola e não estudantes.

Antes de partirmos para a estimação do modelo, cabe observarmos como a evolução dos dados sobre os jovens brasileiros nos últimos dez anos se encaixa nos estudos de caso apresentados anteriormente.

### **3 INDEPENDÊNCIA DOMICILIAR DOS JOVENS: O QUE DIZEM OS DADOS**

Entre 1999 e 2009 – como consequência das mudanças no perfil socioeconômico dos jovens durante esse período –, houve aumento relativo no número de jovens que continuam como dependentes nas casas de pais e/ou parentes no Brasil, especialmente para os residentes nas áreas urbanas.

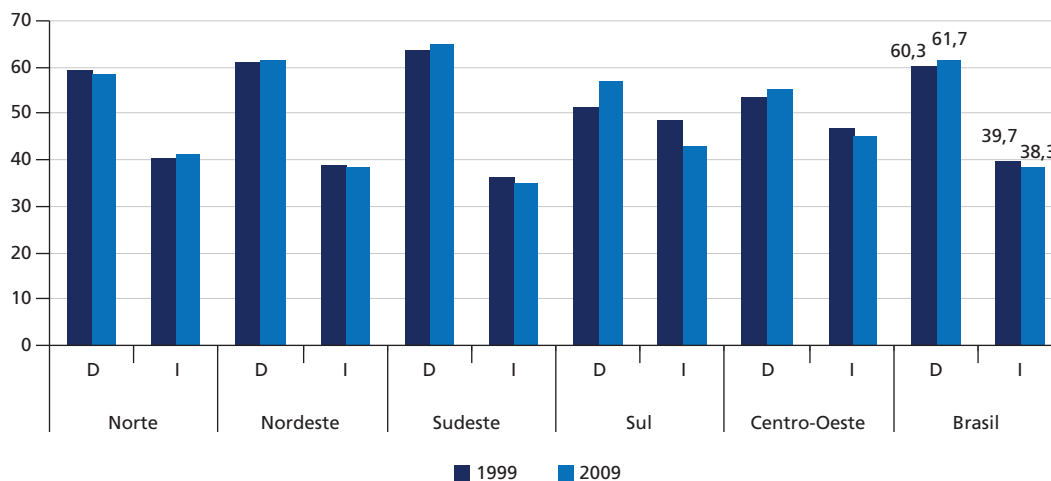
Desde 1999, o número de jovens (pessoas entre 18 e 29 anos), em áreas urbanas, ainda dependentes nos domicílios em que residiam é maior que o de jovens que buscam um domicílio independente. Em 2009, existiam cerca de 34 milhões de jovens residindo em áreas urbanas, dos quais 21 milhões eram dependentes e 13 milhões eram independentes. Ou seja, 61,7% dos jovens ainda eram dependentes, o que significa aumento de 1,4 pontos percentuais (p.p.) em relação ao percentual desse grupo de dez anos atrás.

Esse quadro independe da região geográfica ou do grau de urbanização das cidades brasileiras, tendo as regiões Sul e Centro-Oeste distribuição mais homogênea entre os jovens dependentes e independentes, devido a um possível reflexo das formas de ocupação dessas regiões. Mas, até mesmo nessas regiões, observa-se que o crescimento dos jovens dependentes é superior ao de jovens independentes, já sendo os primeiros a maioria em todas as regiões geográficas. Destaca-se o aumento de 5,5 p.p. na região Sul, bem acima da média nacional, que inverteu o perfil de jovens da região. Entre 1999 e 2009, o número de jovens dependentes dessa região aumentou 28%, frente a um crescimento de 2,5% dos jovens independentes. A única região que apresentou crescimento de jovens independentes superior a de jovens dependentes foi a Norte, mas estes últimos continuaram sendo a maioria nesse recorte geográfico.

GRÁFICO 2

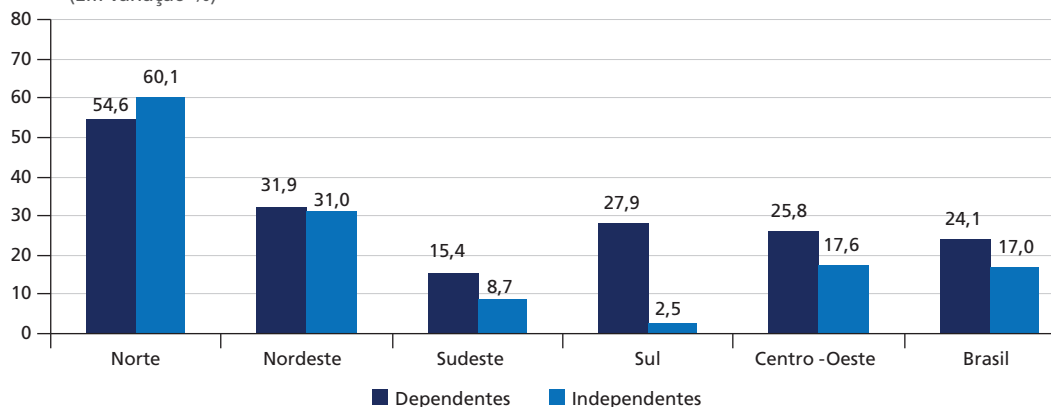
**Jovens entre 18 e 29 anos, segundo independência domiciliar e região geográfica – Brasil urbano (1999 e 2009)**

(Em %)



Fonte: Microdados da Pnad/IBGE 1999-2009.  
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 3  
Jovens entre 18 e 29 anos dependentes e independentes, segundo região geográfica –  
Brasil urbano (1999-2009)  
(Em variação %)



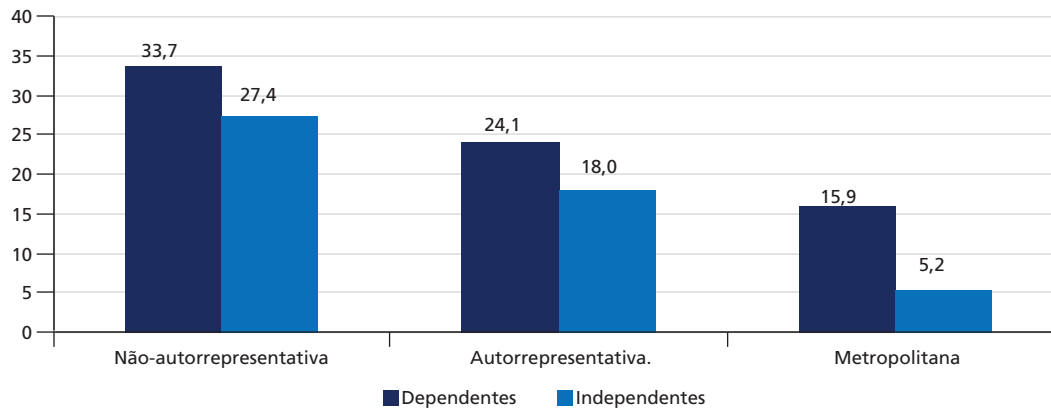
Fonte: Microdados da Pnad/IBGE 1999-2009.  
Elaboração dos autores.

Segregando-se a população jovem segundo os graus de urbanização das cidades, verifica-se que a distribuição de dependentes e independentes permaneceu homogênea entre 1999 e 2009. As distribuições percentuais nas três áreas censitárias (não autorrepresentativa, autorrepresentativa e metropolitana) foram bem próximas à distribuição da média nacional. No entanto, o período 1999-2009 mostra que o padrão de crescimento dos jovens dependentes é maior à medida que se analisam cidades mais integradas a uma rede urbana. Apesar de o crescimento da população jovem, como um todo, ter sido maior nas cidades menos urbanizadas, a taxa de crescimento dos jovens dependentes foi o triplo da dos independentes nas áreas metropolitanas.

GRÁFICO 4

**Jovens entre 18 e 29 anos dependentes e independentes, segundo área censitária – Brasil urbano (1999-2009)**

(Em variação %)

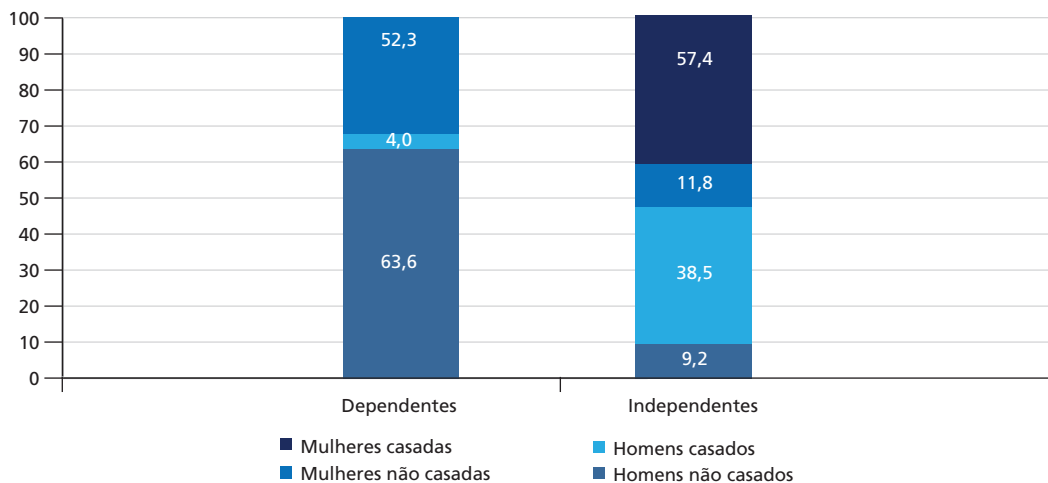


Fonte: Microdados da Pnad/IBGE 1999-2009.  
Elaboração dos autores.

No que se refere ao perfil demográfico dos jovens brasileiros, temos que os homens ainda são maioria entre os jovens dependentes. A distribuição dos jovens dependentes e independentes segundo gênero e estado civil permaneceu estável nos últimos anos, e essa distribuição mostra que a situação no Brasil vai ao encontro das pesquisas listadas anteriormente. Conforme ilustra o gráfico 5, a seguir, o casamento correlaciona-se positivamente com a decisão de sair da casa dos pais para ambos os gêneros, mas enquanto as mulheres casadas representam 57,4% dos jovens independentes, os homens casados abrangem 38,5%. Ou seja, no Brasil, a independência feminina também aparenta estar mais propensa à constituição de relacionamentos que a independência masculina.

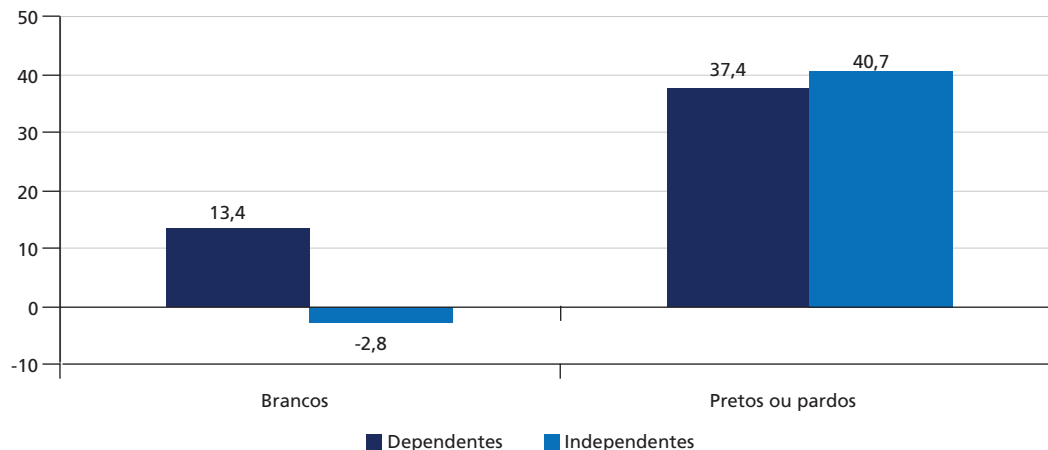
Quanto à cor/raça dos jovens, o crescimento relativo dos pretos ou pardos na população tornou esse grupo de jovens a maioria tanto entre os dependentes quanto entre os independentes. No entanto, observa-se que houve diminuição no número de jovens brancos independentes, ao mesmo tempo que a taxa de crescimento dos jovens pretos ou pardos independentes foi superior à taxa dos jovens pretos ou pardos dependentes. Isso revela tendências diferentes entre os jovens brancos e os pretos ou pardos, o que pode estar correlacionado a outras variáveis socioeconômicas.

**GRÁFICO 5**  
**Jovens entre 18 e 29 anos dependentes e independentes, segundo gênero e estado civil – Brasil urbano (2009)**  
 (Em %)



Fonte: Microdados da Pnad/IBGE 2009 (IBGE, 2009).  
 Elaboração dos autores.

**GRÁFICO 6**  
**Jovens entre 18 e 29 anos dependentes independentes, segundo cor/raça – Brasil urbano (1999-2009)**  
 (Em variação %)



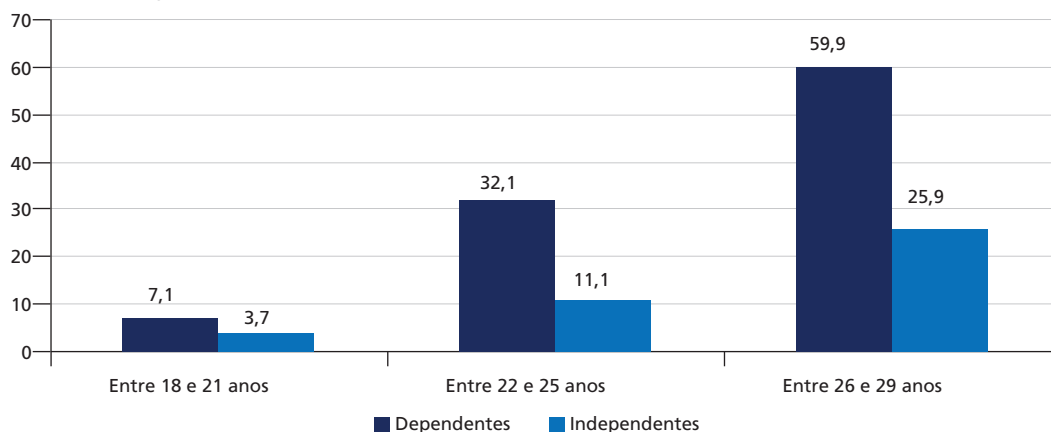
Fonte: Microdados da Pnad/IBGE 1999-2009.  
 Elaboração dos autores.

Ao diferenciar os jovens em faixas etárias, comprova-se que, à medida que estes se tornam mais velhos, maior é a probabilidade de buscarem sua independência domiciliar. A distribuição entre as faixas etárias foi bem similar entre 1999 e 2009, sendo a faixa

entre 26 e 29 anos a de maior participação entre os jovens independentes e a faixa de 18 a 21 anos a de maior participação entre os jovens dependentes. No entanto, as taxas mais elevadas de crescimento dos jovens dependentes nas faixas etárias superiores indicam que os jovens brasileiros – assim como em outros países – estão postergando cada vez mais o momento da saída da casa dos pais.

**GRÁFICO 7**  
**Jovens entre 18 e 29 anos dependentes e independentes, segundo faixa etária – Brasil urbano (1999-2009)**

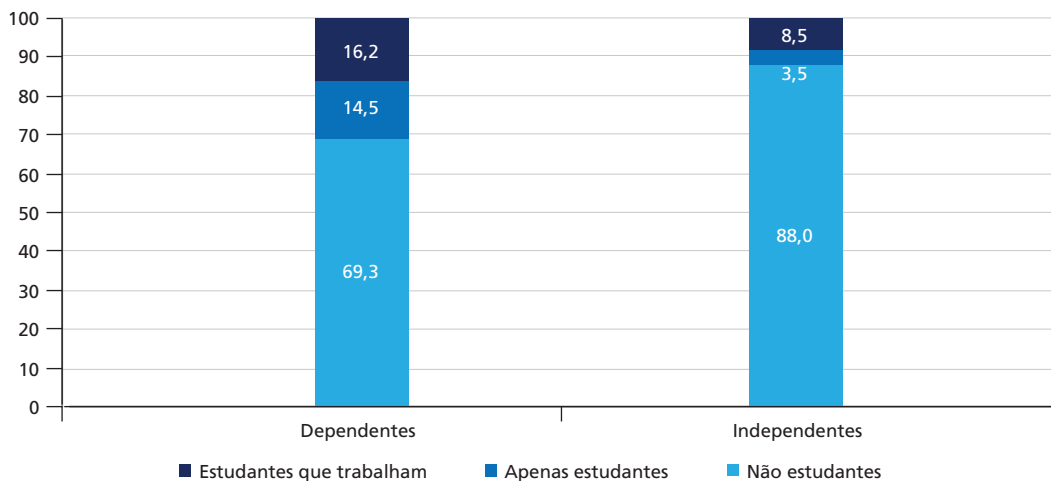
(Em variação %)



Fonte: Microdados da Pnad/IBGE 1999-2009.  
Elaboração dos autores.

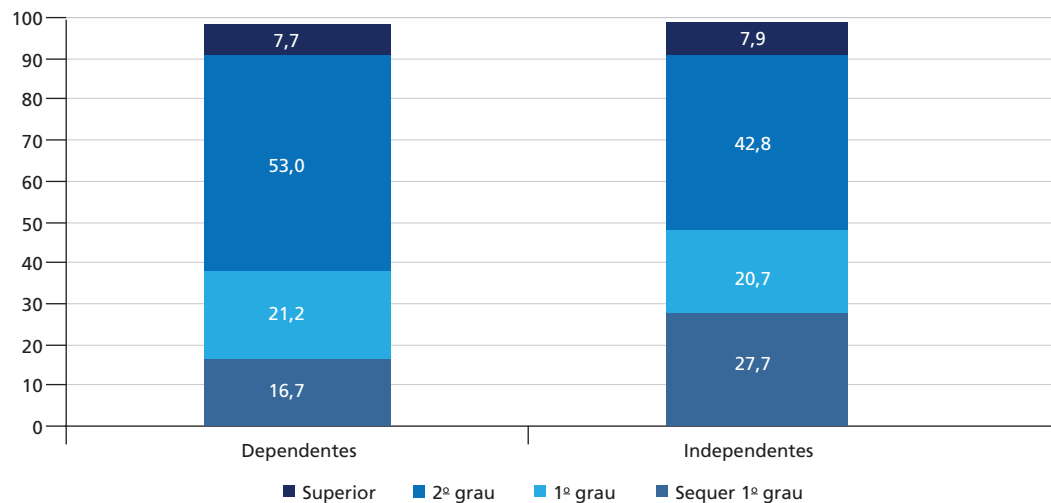
E, como visto em estudos empíricos internacionais, a postergação da dependência domiciliar no Brasil está sendo acompanhada de aumento na formação escolar desses jovens. Enquanto 30% dos jovens dependentes continuavam estudando em 2009 – trabalhando ou não –, apenas 12% dos jovens independentes permaneciam na escola; situação essa não muito diferente da de 1999. E, quanto ao nível educacional, enquanto cerca de 30% dos jovens independentes sequer havia completado o 1º grau, mais de 60% dos jovens dependentes possuíam, ao menos, o 2º grau completo. Essa realidade se reflete no fato de os jovens dependentes possuírem maior média de anos de estudo, mesmo tendo média etária mais baixa.

**GRÁFICO 8**  
**Jovens entre 18 e 29 anos dependentes e independentes, segundo trabalho/estudo – Brasil urbano (2009)**  
 (Em %)



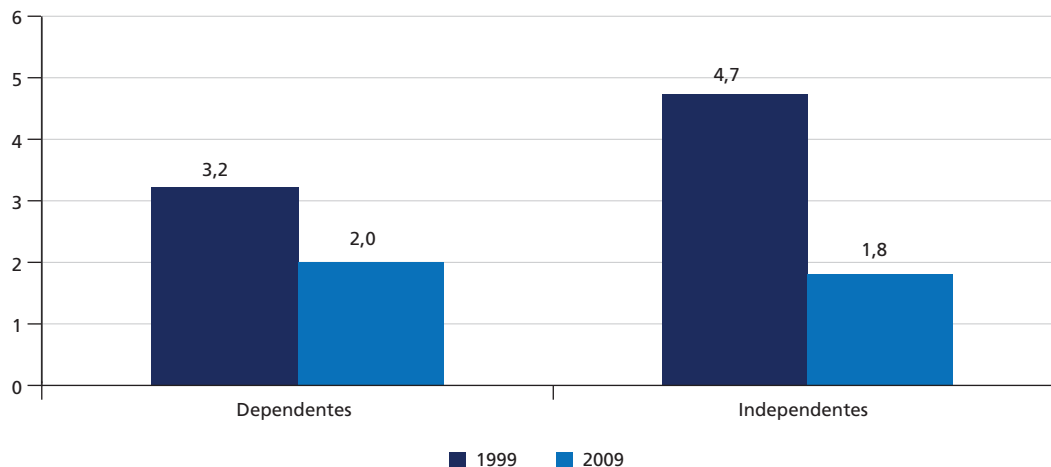
Fonte: Microdados da Pnad/IBGE 2009 (IBGE, 2009).  
 Elaboração dos autores.

**GRÁFICO 9**  
**Jovens entre 18 e 29 anos dependentes e independentes, segundo nível educacional mais elevado concluído – Brasil urbano (2009)**  
 (Em %)



Fonte: Microdados da Pnad/IBGE 2009 (IBGE, 2009).  
 Elaboração dos autores.

**GRÁFICO 10**  
**Jovens entre 18 e 29 anos dependentes e independentes analfabetos – Brasil urbano**  
**(1999 e 2009)**  
(Em %)

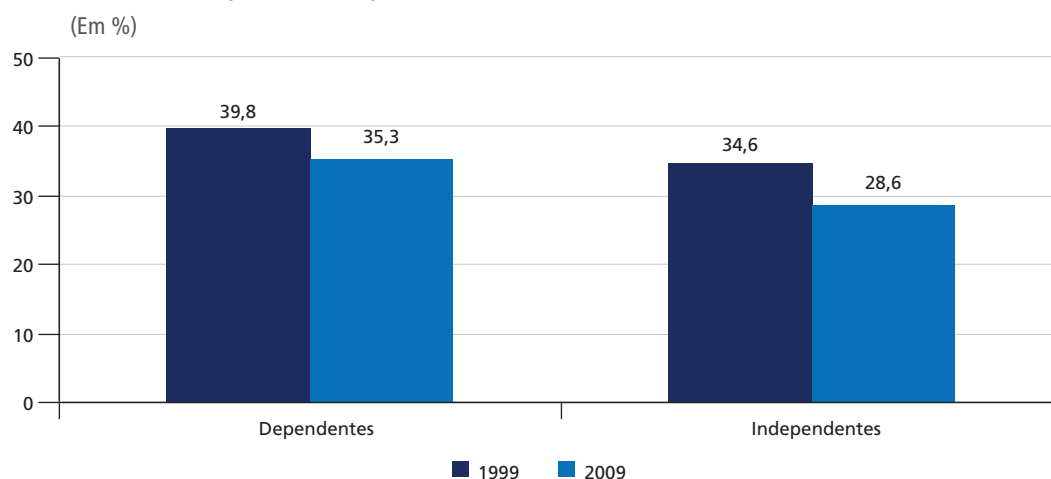


Fonte: Microdados da Pnad/IBGE 1999-2009.  
Elaboração dos autores.

Mas é interessante observar que houve grande redução na taxa de analfabetismo entre os jovens independentes, que, em 1999, era 50% superior à taxa entre os jovens dependentes e que, em 2009, ficou abaixo desta. Observa-se aqui possível relação com a crescente qualificação técnica exigida pelo mercado de trabalho nos últimos anos. Este se tornou mais presente na vida tanto dos jovens dependentes quanto independentes, mas o percentual de inativos ou desempregados continua maior entre os jovens dependentes. Novamente, os dados mostram convergência com a literatura internacional, ao indicarem a influência da emancipação financeira sobre a decisão dos jovens de quando saírem da casa de seus pais.



GRÁFICO 11  
Jovens entre 18 e 29 anos dependentes e independentes inativos ou desempregados –  
Brasil urbano (1999 e 2009)



Fonte: Microdados da Pnad/IBGE 1999-2009.  
Elaboração dos autores.

Pelos dados já expostos, observamos que o contexto brasileiro possui algumas similaridades com outros países já analisados pela literatura internacional, sendo viável a adaptação dos modelos teóricos e econométricos discutidos anteriormente, especialmente no que se refere aos modelos de De Vos (1989) e Granado e Castillo (2002).

## 4 METODOLOGIA E RESULTADOS DOS MODELOS ECONOMÉTRICOS

O modelo da De Vos (1989) apresenta algumas variáveis explicativas em comum com o modelo de Granado e Castillo (2002), tendo este algumas variáveis a mais por ser processo de estimação mais complexo. Além das *dummies* já citadas na introdução, as variáveis explicativas a serem usadas nesses modelos foram as descritas a seguir.

1. Idade do jovem e idade do jovem ao quadrado – A presença dessa variável parte da hipótese inicial de que, à medida que envelhecemos, aumenta a “necessidade” de sair da casa dos pais. No entanto, pode ocorrer certo “conformismo” se essa saída não ocorrer até certa idade, o que é capturado pela inclusão dessa variável em sua forma quadrática. A idade também influencia a participação no mercado de trabalho e a permanência na escola, fazendo com que essas variáveis participem das três equações estruturais do modelo.

2. *Dummy* igual a 1 se jovem era mulher – Vários estudos mostram que homens e mulheres possuem diferentes padrões e momentos para sair da casa dos pais. Essa diferença também existe no mercado de trabalho e na carreira educacional, o que nos induz a pensar que essa variável também deva participar das três equações estruturais.
3. *Dummy* igual a 1 se jovem era pardo ou preto – Também existem estudos que apontam diferenças nos padrões e momentos de saída devido à cor das famílias, indicando influências culturais sobre a formação das famílias. Também é de se esperar que a cor influencie a decisão do jovem quanto à sua carreira educacional e que seja fator de discriminação no mercado de trabalho. Assim, também incluímos essas *dummies* nas três equações estruturais.
4. *Dummy* igual a 1 se jovem terminou o 1º grau, *dummy* igual a 1 se jovem terminou o 2º grau e *dummy* igual a 1 se jovem terminou o ensino superior – A *dummy* de referência – que não entra no modelo de regressão para evitar o problema de multicolinearidade perfeita – identifica os jovens que saíram da escola sem sequer terminar o 1º grau. Novamente, baseando-se em outros estudos empíricos, o grau de instrução do jovem tem impacto em sua decisão de sair de casa. No entanto, ao contrário de países em que há o costume dos jovens deixarem a casa para cursar faculdade, no Brasil, os jovens tendem a permanecer mais tempo em casa à medida que investem mais nos estudos. O impacto direto desse investimento dá-se principalmente no mercado de trabalho, no qual se espera que jovens mais qualificados são mais requisitados para os principais postos. Isso gera um impacto reverso na decisão de continuar estudando, o que nos leva a incluir essas *dummies* nas três equações estruturais. Essas variáveis não discriminam se um jovem parou ou não de estudar, apenas mostram o grau educacional mais alto já alcançado por estes.
5. *Dummy* igual a 1 se jovem morava em região metropolitana (RM) e *dummy* igual a 1 se jovem morava em município autorrepresentativo – A *dummy* de referência – que não entra no modelo de regressão para evitar o problema de multicolinearidade perfeita – identifica os jovens que moravam em municípios não autorrepresentativos. Essas variáveis espaciais têm o propósito de indicar o mercado habitacional e de trabalho em que estão inseridos os jovens. Locais mais adensados e urbanizados tendem a apresentar opções mais onerosas para o jovem sair de casa, mas maiores opções de emprego. A educação nesses centros também apresenta melhor qualidade. Assim, essas *dummies* também participam das três equações estruturais.
6. *Dummy* igual a 1 se jovem morava em domicílio alugado ou cedido fora de setor subnormal, *dummy* igual a 1 se jovem morava em domicílio próprio sem posse do terreno ou sob condição indefinida, e *dummy* igual a 1 se jovem morava em domicílio em setor subnormal – A *dummy* de referência – que não entra no modelo

de regressão para evitar o problema de multicolinearidade perfeita – identifica os jovens que moravam em domicílios próprios com posse do terreno e fora de setor subnormal. Essas variáveis espaciais têm o propósito de indicar a segurança e a estabilidade da ocupação domiciliar dos jovens. Quanto mais seguro e estável for o domicílio, espera-se que os jovens tenham menos incentivos a saírem da casa dos pais. Também se espera que essas *dummies* tenham correlação com a inserção no mercado de trabalho e o acesso à educação por parte dos jovens, uma vez que os domicílios irregulares e subnormais estão cercados por infraestrutura urbana mais precária. Assim, essas *dummies* também participam das três equações estruturais.

7. *Dummies* para faixas de renda mensal individual dos jovens – Criam-se cinco faixas de renda usando o salário mínimo (SM) de 2009, para definir os limites das faixas (até 0,5 SM, entre 0,5 e 1 SM, entre 1 e 3 SM, entre 3 e 5 SM, e acima de 5 SM). A *dummy* de referência – que não entra no modelo de regressão para evitar o problema de multicolinearidade perfeita – identifica os jovens que tinham renda mensal individual até 0,5 SM. Vários estudos analisam como a renda pessoal, tanto a corrente quanto a potencial (permanente), influencia a saída dos jovens da casa dos pais. É de se esperar que quanto maior a independência financeira, maior a probabilidade de independência domiciliar. Uma vez que a principal fonte de renda da população brasileira é o trabalho, evidencia-se forte correlação da renda não somente com o emprego (de forma direta), mas também com a educação (de forma indireta).
8. *Dummy* para identificar jovens com influência financeira (renda mensal individual superior à renda domiciliar mensal *per capita*) – Na literatura, há grande discussão sobre se as transferências/auxílios que os jovens recebem de pais/parentes incentivam ou inibem a saída dos jovens. Apesar de a Pnad apresentar uma variável que permite aproximação para as transferências recebidas pelos jovens independentes (variável sobre as doações recebidas de não moradores – V1270), é de difícil mensuração o suporte financeiro que os jovens dependentes recebem de seus pais. A fim de estimar a renda “implícita” que os jovens dependentes recebem dos pais, levantou-se a ideia de usar a renda domiciliar – sem a participação da renda obtida pelos jovens – *per capita*. No entanto, isso gerou uma variável muito correlacionada com as demais variáveis do modelo, o que causou mais problemas que soluções para a estimação.
9. Com o fim de não deixar tal informação fora do modelo, verificamos que a identificação dos jovens com renda individual superior à renda *per capita* do domicílio ofereceu uma alternativa para avaliarmos em que medida a influência “financeira” do jovem em seu domicílio é fator determinante para sair ou continuar na casa dos pais. Também se esperam efeitos sobre a inserção no mercado de trabalho (se

tem alto rendimento, provavelmente deve estar empregado) e sobre a permanência na escola (ao assumir maiores responsabilidades no domicílio, o tempo para educação pode estar sendo reduzido).

10. Ônus percentual médio do aluguel sobre a renda domiciliar estratificado segundo a Unidade Federativa (UF) e estratificado de acordo com a UF e as faixas de idade – Estas variáveis buscam mensurar as despesas habitacionais das regiões em que os jovens vivem, assim como os custos de imóveis mais próximos de suas necessidades e restrições. O ideal seria utilizar medidas que levassem em conta o tamanho dos domicílios, mas, dadas as restrições da Pnad para tanto, optou-se por medida mais simples inicialmente – pensa-se em outras formas de medir os custos habitacionais. Dadas as restrições da pesquisa para calcular tais custos para os domicílios próprios, surgiu a ideia de utilizar a metodologia de preços hedônicos para estimar tais custos. No entanto, visando-se manter um modelo mais simples no momento, não foi realizado esse procedimento, construindo-se as variáveis apenas com os dados dos domicílios alugados. Essas variáveis são usadas como instrumentos no modelo, participando apenas da equação estrutural sobre independência dos jovens.
11. Taxa de domicílios alugados estratificados segundo a UF – Esta é outra variável que busca caracterizar o mercado habitacional em que o jovem está inserido. Seguindo vários estudos que revelam o aluguel como a principal opção de saída dos jovens da casa dos pais, é de se esperar que um mercado com maior participação de domicílios alugados forneça maiores oportunidades de saída dos jovens a custos mais baixos. Essa variável também é usada como instrumento para a equação estrutural sobre independência dos jovens.
12. Taxa de desemprego estratificada segundo a Unidade Federativa e estratificada de acordo com a UF, o gênero e as faixas de idade – A taxa de desemprego revela a dinâmica da economia local e tem impactos sobre a expectativa dos jovens do tipo de emprego que conseguirão obter. Além disso, maior taxa de desemprego significa maior concorrência no mercado de trabalho, o que exige maior capacitação técnica dos jovens para compensar a falta de experiência profissional que lhes falta. Estratifica-se essa taxa segundo o gênero e a idade, para refletir as segregações existentes no mercado de trabalho. Essas variáveis são usadas como instrumentos das equações estruturais sobre emprego e educação.
13. Taxa de analfabetismo entre a população economicamente ativa estratificada segundo UF – Essa é uma variável indicativa da capacitação técnica oferecida ao mercado de trabalho. Espera-se que maior taxa de analfabetismo implique um mercado com mais opções de emprego para os jovens qualificados, aumentando suas oportunidades de conseguir empregos mais seguros. Essa variável foi usada como instrumento apenas para a equação de emprego.

#### 4.1 O modelo De Vos (1989)

Sob essa modelagem, além das variáveis já apresentadas, também são consideradas variáveis explicativas as *dummies* sobre a situação ocupacional – trabalhando ou não – e educacional – estudando ou não – dos jovens. O modelo baseia-se em um *logit* simples, cuja estimação se encontra no apêndice (tabela A.1). Os resultados foram bem expressivos, próximos aos encontrados pelo modelo original da De Vos (1989), indicando que o padrão cultural/institucional da América Latina em pouco se alterou nas últimas décadas. A regressão apresentou razoável poder explicativo, e as variáveis independentes foram significativas e tiveram os sinais esperados.

Entre os principais resultados, podemos destacar os seguintes:

1. O fato de o jovem ser casado não só é o fator que mais impacta na probabilidade do jovem ser independente, como também é a variável mais significativa. Isso vai ao encontro da literatura que defende a importância de estudar a destinação que os jovens escolhem ao sair da casa dos pais, e não apenas o ambiente em que estes viviam.
2. Quanto aos aspectos demográficos, o coeficiente positivo na variável idade mostra que, à medida que envelhecem, os jovens são mais propensos a saírem da casa dos pais. Mas o coeficiente negativo na variável idade ao quadrado mostra que, a partir de certa idade, ocorre justamente o oposto, possivelmente se configurando uma situação de assistência dos jovens aos pais idosos.
3. As mulheres e os pretos ou pardos são mais propensos a saírem da casa dos pais, indo ao encontro do diagnóstico apresentado na seção anterior. O fato de ser mulher foi um dos fatores mais significativos no modelo.
4. O fato de o jovem estar em uma região mais urbanizada aumenta a probabilidade deste ser dependente, corroborando dos modelos que defendem o impacto dos custos habitacionais sobre as oportunidades dos jovens saírem da casa dos pais.
5. As *dummies* sobre segurança e estabilidade na ocupação domiciliar refletem que os jovens tendem a permanecer mais tempo com os pais quando moram em domicílios próprios regulares. As variáveis também mostram que os alugueis formais são a principal escolha dos jovens independentes, sendo essa variável a segunda mais influente e significativa do modelo, o que reforça os resultados encontrados por Moraes e Cruz (2009), que revelaram a importância da ampliação da oferta da moradia de aluguel para satisfazer às necessidades habitacionais da população jovem, que apresenta elevada mobilidade ligada à busca de emprego ou de estudo. Esse resultado mostra, mais uma vez, a importância das condições prevalentes

no mercado habitacional para explicar a independência domiciliar dos jovens, o que corrobora os argumentos de autores como Haurin, Hendershott e Kim (1993), Ermisch e Di Salvo (1997) e Jones (1995).

6. As *dummies* sobre o grau e a situação educacional dos jovens indicam que quanto mais elevada a educação do jovem, maior a probabilidade deste ainda estar na casa dos pais. Isso defende as hipóteses de que um dos principais suportes oferecidos pelos pais para a permanência dos jovens no domicílio é a educação.
7. As *dummies* sobre renda mostram resultados paradoxais, pois, ao mesmo tempo que os jovens de maior renda são mais propensos a ser independentes, o fato de terem papel relevante nas finanças do domicílio tende a segurá-los na casa dos pais. De certa forma, essas constatações amparam a hipótese de que os pais tenham comportamento altruísta em relação aos filhos.
8. Como era de se esperar, os jovens empregados e que auferem rendimentos mais elevados apresentam maior probabilidade de sair da casa dos pais para formar um novo domicílio, mostrando que essa decisão é fortemente influenciada pelo tipo de inserção no mercado de trabalho.

#### 4.2 O modelo de Granado e Castillo (2002)

Uma vez que os modelos para estimação de equações simultâneas requerem variáveis dependentes contínuas, é preciso “linearizar” as variáveis sobre independência, emprego e educação para a devida aplicação. Para tanto, estimam-se as equações reduzidas por simples *probits* individualizados e para cada gênero, a fim de estimar os valores preditos e usá-los nos modelos de equações simultâneas específicos. As equações reduzidas incluem todas as variáveis exógenas das equações estruturais para cada regressão – ou seja, assume-se que a variável exógena em uma equação também é exógena nas demais equações do sistema.

As regressões apresentam razoável poder de explicação, com grande parte dos coeficientes indo ao encontro das expectativas. No entanto, tais coeficientes não merecem análise mais aprofundada, pois o principal interesse das regressões são as estimações lineares das variáveis dependentes. Em posse destas, podemos estimar o sistema de equações simultâneas proposto. Mas antes, também são calculados *probits* bivariados entre as três equações, a fim de termos maiores evidências da simultaneidade entre as decisões de independência domiciliar, emprego e educação. Observando-se a significância da correlação entre os resíduos, verifica-se que as três equações são correlacionadas entre si, o que suporta a adoção de modelo de equações simultâneas.

Ao mostrar que a matriz de covariância dos resíduos é não diagonal, esse teste também é útil para evidenciar uma das propriedades necessárias à técnica dos mínimos quadrados ordinários em três estágios (3SLS), técnica que se aplica aos modelos de equações simultâneas. Essa técnica também exige correta especificação das equações estruturais e a suposição de homoscedasticidade condicional dos erros em relação às variáveis exógenas. Apesar de essas hipóteses serem bastante fortes, a técnica do 3SLS possui abordagem mais simples e com melhores resultados para amostras finitas (Wooldridge, 2005).

Dadas essas ressalvas, a aplicação do 3SLS ao modelo – substituindo-se os valores reais das variáveis categóricas por suas estimativas lineares – apresenta resultados que vão ao encontro das expectativas e de outros estudos empíricos similares. Entre os principais resultados, evidencia-se que a melhor inserção do jovem no mercado de trabalho aumenta a probabilidade desse jovem estar fora da casa dos pais e diminui a probabilidade deste ainda estar estudando. Por sua vez, o fato de um jovem estar estudando reduz tanto a probabilidade de um jovem sair de casa quanto a de conseguir um bom emprego. Os coeficientes das variáveis endógenas são significativos, mostrando que, de fato, são decisões tomadas simultaneamente.

Quanto às variáveis exógenas, observamos em uma análise preliminar os seguintes fatos:

1. As mulheres são mais propensas a sair da casa dos pais e de continuar estudando. Isso pode estar revelando o fato de que grande parte das mulheres jovens independentes serem cônjuges, o que lhes permitiria maior tempo para dedicar aos estudos. Já no mercado de trabalho, as mulheres têm menos possibilidades de conseguir um bom emprego, o que evidencia a discriminação que existe no mercado de trabalho no Brasil.
2. Os jovens pardos e pretos tendem a permanecer mais tempo na casa dos pais que os jovens brancos. Esses jovens também têm maiores dificuldades para conseguir bons empregos e continuar estudando.
3. O fato de os jovens terem terminado o 1º grau aumenta a probabilidade destes saírem de casa, terem um bom emprego e continuarem estudando. Enquanto as probabilidades de conseguir um bom emprego e continuar estudando elevam-se com o término do 2º grau, os jovens com esse nível educacional tendem a permanecer mais tempo na casa dos pais. Isso mostra que a opção pela faculdade mantém os jovens em casa. O término do ensino superior ainda apresenta coeficiente

positivo, mas menor que o do 2º grau para a equação de emprego, o que revela uma possível dificuldade de tais jovens entrarem no mercado de trabalho após permanecerem mais tempo estudando. Como o término do ensino superior reduz tanto a probabilidade de um jovem continuar estudando quanto de sair da casa dos pais, os resultados revelam que os jovens mais qualificados são mais criteriosos quanto à escolha do emprego por contar com o suporte da casa dos pais.

4. O fato de os jovens residirem em uma RM aumenta a probabilidade destes estarem trabalhando em um bom emprego e de continuarem estudando. No entanto, refletindo um mercado habitacional mais caro, tal fato reduz a probabilidade do jovem sair de casa. Tais efeitos do mercado habitacional sobre a decisão dos jovens deixarem a casa dos pais são reforçados pelos coeficientes negativos das variáveis sobre ônus médio com aluguel. Estranhamente, o coeficiente sobre a taxa de domicílios alugados apresentou resultado negativo, mas a significância desse estimador foi baixa perante os demais estimadores da equação de independência domiciliar.
5. As rendas de transferências e fontes alternativas ao trabalho mostraram aumentar a probabilidade de o jovem sair da casa dos pais e continuar estudando. No entanto, isso não representa um suporte à parte da literatura que defende o altruísmo dos pais, pois precisaríamos calcular a renda “implícita” recebida pelos jovens ainda dependentes. Também, seguindo as expectativas, se mostra que as doações/transferências reduzem a probabilidade do jovem buscar um bom emprego, mas isso não se aplica para as rendas provenientes de fontes alternativas ao trabalho.
6. A taxa de desemprego geral revelou-se insignificante na equação de educação, também tendo baixa significância na equação de emprego. Já a taxa de desemprego estratificada por gênero e idade apresentou boas significâncias nas duas equações, apesar de evidenciar um estranho valor negativo para a equação de educação – ou seja, aumento na taxa de desemprego reduz a probabilidade de um jovem ainda estar estudando.
7. Aumentos na taxa de analfabetismo reduzem a probabilidade de um jovem estar em um bom emprego.

Conforme exposto anteriormente, verifica-se que a estimação apresentou resultados significativos e consistentes com a teoria já desenvolvida. Apesar de ainda ser necessário o aprimoramento de algumas variáveis do modelo e a realização de mais testes para confirmar a robustez do modelo – como testes de sobreidentificação e homoscedasticidade –, as primeiras análises revelam um bom prospecto para a pesquisa seguir nesse rumo.



## 5 CONCLUSÃO

Conforme já descrito, o objetivo do trabalho foi compreender os principais determinantes socioeconômicos da coabitação familiar e da formação de novos domicílios nas áreas urbanas brasileiras, a partir de abordagem quantitativa. Para tanto, verifica-se que a estimação dos modelos econométricos para o caso brasileiro apresentou resultados significativos e consistentes com a literatura. Apesar de ainda ser necessário o aprimoramento de algumas variáveis dos modelos e testar o uso de modelos alternativos, as primeiras análises revelam um bom prospecto para a continuação da pesquisa.

Nosso estudo para o Brasil confirma os resultados internacionais. Notou-se que as condições do mercado de trabalho e do mercado habitacional, os níveis de renda e educacional, o estado civil e o gênero afetam a maneira como os jovens saem da casa dos pais.

O fato de o jovem ser casado é o fator que mais impacta na sua probabilidade de ser independente. À medida que envelhecem, os jovens são mais propensos a sair de casa. Porém, a partir de certa idade, ocorre o oposto, o que mostra falta de alternativas ou assistência aos pais idosos. As mulheres e os afrodescendentes saem mais cedo de casa. Quanto maior o nível educacional do jovem, maior a probabilidade de continuar morando com os pais, pois a família dá suporte à obtenção de mais educação. Os jovens empregados apresentam maior propensão para formar um novo domicílio. Jovens residentes em cidades grandes têm maior probabilidade de serem dependentes, o que reflete um mercado habitacional mais caro. Os aluguéis formais são a principal escolha dos jovens independentes. Esses resultados mostram o alto impacto do mercado habitacional na formação de novos domicílios. Dessa forma, evidenciam que a elevação recente nos preços dos imóveis aumentou o *deficit* habitacional por ônus excessivo com aluguel e coabitação e diminuiu as oportunidades de os jovens se tornarem independentes.

Pode-se concluir que o acesso à moradia através da compra da casa própria pode não ser a melhor solução para no caso da população jovem, que apresenta elevada mobilidade residencial em busca de estudo e trabalho. Nesse sentido, concordamos com Morais e Cruz (2009) e Jones (1995) e advogamos que a política habitacional tem de ser diversificada e deve levar em contas variáveis relativas ao ciclo de vida. Assim, a população jovem necessita de oferta habitacional variada e bem localizada a preços acessíveis, e que atenda às suas necessidades de moradia e de mobilidade, seja

ele um jovem estudante, trabalhador, estagiário, *trainee*, casado ou solteiro. Por esses motivos, defendemos que é necessário fortalecer o mercado de aluguéis, aumentar as moradias estudantis ou, até mesmo criar programas habitacionais específicos para essa faixa etária, a exemplo do que já tem ocorrido em outros países.

## REFERÊNCIAS

AASSVE, A. *et al.* Does leaving home make you poor? Evidence from 13 European countries. **European Journal of Population**, v. 23, n. 3, p. 315-338, Oct. 2007.

ALVES, J. E. D.; CAVENAGHI, S. **Questões conceituais e metodológicas relativas a domicílio, família e condições habitacionais**. Toluca: Universidad Autónoma Del Estado de México, jan.-mar. 2005. (Papeles de Población, n. 43).

AN, L.; MERTIG, A. G.; LIU, J. Adolescents leaving parental home: psychosocial correlates and implications for conservation. **Population and Environment**, v. 24, n. 5, p. 415-444, May 2003.

AQUILINO, W. The likelihood of parent-adult child coresidence: effects of family structure and parental characteristics. **Journal of Marriage and the Family**, v. 52, n. 2, p. 405-419, May 1990.

AVERY, R.; GOLDSCHIEDER, F.; SPEARE JUNIOR, A. Feathered nest/gilded cage: parental income and leaving home in the transition to adulthood. **Demography**, v. 29, n. 3, p. 375-388, Aug. 1992.

BLANC, D.; WOLFF, F. C. Leaving home in Europe: the role of parent's and children's incomes. **Review of Economics of the Households**, v. 4, n. 1, p. 53-73, Mar. 2006.

BOONGARTS, J. Household size and composition in the developing world in the 1990s. **Population Studies**, v. 55, n. 3, p. 263-279, 2001.

BRASIL. Presidência da República. Casa Civil. Subchefia para Assuntos Jurídicos. **Emenda Constitucional nº 90**, de 15 de setembro de 2015. Dá nova redação ao art. 6º da Constituição Federal, para introduzir o transporte como direito social. Brasília: Presidência da República, 2015.

CAMARANO, A. A. (Org.). **Transição para a vida adulta ou vida adulta em transição?** Rio de Janeiro: Ipea, 2006.

CARNEIRO, I. G.; KNUDSEN, L. B.; OSÓRIO, R. G. **'Late-Stayers'**: who are they? – The home leaving process in Brazil and Denmark. Session S13: New Living Arrangements, 2001.

CORDÓN, J. A. F. Youth residential independence and autonomy: a comparative study. **Journal of Family Issues**, v. 18, n. 6, p. 576-607, Nov. 1997.

DE VOS, S. Leaving the parental home: patterns in six Latin American countries. **Journal of Marriage and the Family**, v. 51, n. 3, p. 615-626, Aug. 1989.

ERMISCH, J.; DI SALVO, P. The economic determinants of young people's household formation. **Economica**, New Series, v. 64, n. 256, p. 627-644, 1997.

AMOROSO, G.; FILGUEIRA, C. H.; FUENTES, A. **Condiciones habitacionales de la juventud**: elementos para el diseño de una política de vivienda. Santiago de Chile: Cepal, 1997.

FJP – FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. **Déficit habitacional no Brasil – 2011-2012**. Belo Horizonte: FJP, 2015. Disponível em: <<https://goo.gl/Ir2xBX>>.

GOLDSCHIEDER, F. K.; THORNTON, A.; YANG, L. S. Helping out the kids: expectations about parental support in young adulthood. **Journal of Marriage and Family**, v. 63, n. 3, p. 727-740, Aug. 2001.

GRANT, M. J.; FURSTENBERG JUNIOR, F. F. Changes in the transition to adulthood in less developed countries. **European Journal of Population**, v. 23, n. 3-4, p. 415-428, Oct. 2007.

GRANADO, M. M.; CASTILLO, J. R. The decisions of Spanish youth: a cross-section study. **Journal of Population Economics**, v. 15, n. 2, p. 305-330, May 2002.

HAURIN, D. R.; HENDERSHOTT, P. H.; KIM, D. The impact of real rents and wages on household formation. **The Review of Economics and Statistics**, v. 75, n. 2, p. 284-293, May, 1993.

HENRIQUES, C. R.; CARNEIRO, T. F.; MAGALHÃES, A. S. Trabalho e família: o prolongamento da convivência familiar em questão. **Paidéia**, v. 16, n. 35, p. 327-336, 2006.

HOLDSWORTH, C. Leaving Home in Britain and Spain. **European Sociological Review**, v. 16, n. 2, p. 201-222, Jun. 2000.

HOLDSWORTH, C.; ELLIOTT, J. The timing of family formation in Britain and Spain. **Sociological Research Online**, v. 6, n. 2, p. 9-29, 2001.

HOLDSWORTH, C.; VOAS, D.; TRANMER, M. Leaving home in Spain: when, where and why? **Regional Studies**, v. 36, n. 9, p. 989-1004, 2002.

HOOKE, V.; GLICK, J. E. **Mexican migration to the United States and extended family living arrangements**. Bowling Green: Center for Family and Demographic Research/ Bowling Green State University, 2005. (Working Paper Series, n. 2005-04).

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Pnad 2009**. Microdados. Rio de Janeiro: IBGE, 2009.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Coabitação familiar e formação de novos domicílios nas áreas urbanas brasileiras**. Brasília: Ipea, 2012. (Comunicados Ipea, n. 142). Disponível em: <<https://goo.gl/7z3at9>>.

JOHNSON, R. W.; DAVANZO, J. Economic and cultural influences on the decision to leave home in peninsular Malaysia. **Demography**, v. 35, n. 1, p. 97-114, Feb. 1998.

JONES, G. **Leaving home**. Buckingham: Open University Press, 1995.

MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. **Arranjos domiciliares e arranjos nucleares no Brasil**: classificação e evolução de 1977 a 1998. Brasília: Ipea, 2001. (Texto para Discussão, n. 788).

MORAIS, M. P.; CRUZ, B. O. Housing demand, tenure choice, and housing policy in Brazil. *In*: LALL, S. V. *et al.* (Eds.). **Urban land markets**: improving land management for successful urbanization. The World Bank; Springer, 2009.

MORAIS, M. P.; REGO, P. A. Acesso a saneamento básico e habitação no Brasil: principais resultados da Pnad 2007. *In*: CASTRO, J. A.; RIBEIRO, J. A. (Orgs.) **Situação social brasileira**: 2007. Brasília: Ipea, 2009. 220 p.

MORAIS, M. P.; REGO, P. Coabitação familiar e formação de novos domicílios nas áreas urbanas brasileiras. **Boletim Regional, Urbano e Ambiental**, n. 6, p. 125-133, 2011. Disponível em <<https://goo.gl/WvfmYJ>>.

\_\_\_\_\_. Coabitação familiar e novos domicílios no Brasil. **Revista Desafios do Desenvolvimento**, Ano 10, n. 79, p. 21, 2014. Disponível em: <<https://goo.gl/OvLaaU>>.

SILVEIRA, P. G.; WAGNER, A. Ninho cheio: a permanência do adulto jovem em sua família de origem. **Estudos de Psicologia**, v. 23, n. 4, p. 441-453, 2006.

WHITTINGTON, L. A.; PETERS, H. E. Economic incentives for financial and residential independence. **Demography**, v. 33, n. 1, p. 82-97, Feb. 1996.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria**: uma abordagem moderna, 1. ed. Editora Thomson Learning, 2005.

YI, Z. *et al.* Leaving the parental home census-based estimates for China, Japan, South Korea, United States, France, and Sweden. **Population Studies**, v. 48, n. 1, p. 65-80, 1994.

## APÊNDICE

TABELA A.1  
Regressão logit: modelo De Vos (1989)

Logistic regression				Number of obs = 71913		
Log likelihood = -21112.235				LR chi2(20) = 53902.24		
				LR chi2(20) = 53902.24		
				Pseudo R2 = 0.5607		
jov_indep	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
casado	3.968546	.0286359	138.59	0.000	3.912421	4.024671
idade	.4190896	.0619163	6.77	0.000	.2977358	.5404434
idadesq	-.0048396	.0012933	-3.74	0.000	-.0073744	-.0023048
mulher	.7796313	.0275447	28.30	0.000	.7256446	.833618
pre_par	.1265396	.0266055	4.76	0.000	.0743938	.1786854
metrop	-.0950256	.0308003	-3.09	0.002	-.155393	.0346582
auto_repres	-.1120673	.0345342	-3.25	0.001	-.1797531	-.0443814
alug_for	1.883463	.0292389	64.42	0.000	1.826156	1.94077
irregular	.6541172	.0642022	10.19	0.000	.5282832	.7799511
subnormal	.4885914	.0577516	8.46	0.000	.3754003	.6017825
grau1	-.2645063	.0396932	-6.66	0.000	-.3423036	-.1867091
grau2	-.6401077	.0352327	-18.17	0.000	-.7091625	-.5710529
grau3	-1.107016	.0613496	-18.04	0.000	-1.227259	-.9867726
jov_trab	.2960442	.0373203	7.93	0.000	.2228977	.3691907
jov_estud	-.2347918	.0339999	-6.91	0.000	-.3014304	-.1681533
influyente	-.4226326	.030748	-13.75	0.000	-.4828976	-.3623677
renda2	5384615	.0357444	15.06	0.000	.4684037	6085193
renda3	8926713	.0546849	16.32	0.000	.785491	.9998517
renda4	1.239571	.0627256	19.76	0.000	1.116631	1.362511
renda5	1.763824	.0820414	21.50	0.000	1.603026	1.924622
cons	-10.15541	.7301504	-13.91	0.000	-11.58648	-8.724341

Elaboração dos autores

TABELA A.2  
Modelo de Granado e Castillo (2002)  
Regressões para "linearizar" as variáveis categóricas

## A – Independência

Probit regression				Number of obs = 78135		
Log likelihood = -44571.885				LR chi2(19) = 16819.96		
				Prob > chi2 = 0.0000		
				Pseudo R2 = 0.1587		
jov_indep	Coef	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	Interval]
idade	.5071666	.0213443	23.76	0.000	.4653326	.5490005
idadesq	-.0072674	.0004274	-17.00	0.000	-.0081051	-.0064298

(Continua)

(Continuação)

Probit regression				Number of obs = 78135 LR chi2(19) = 16819.96 Prob > chi2 = 0.0000 Pseudo R2 = 0.1587		
Log likelihood = -44571.885						
mulher	.4083467	.0160615	25.42	0.000	.3768668	.4398267
pardo	.0279951	.0109094	2.57	0.010	.0066131	.049377
preto	.0625838	.0187097	3.34	0.001	.0259134	.0992543
cor_outra	.1862097	.0609722	3.05	0.002	.0667064	.3057129
grau1	-.0902155	.0151225	-5.97	0.000	-.119855	-.060576
grau2	-.4469723	.0129447	-34.53	0.000	-.4723435	-.4216011
grau3	-.6734726	.0206495	-32.61	0.000	-.7139449	-.6330002
tx_desemp	-3.331415	.3704993	-8.99	0.000	-4.057581	-2.60525
tx_desemp_aj	.129226	.1625429	0.80	0.427	-.1893522	.4478043
metrop	-.145578	.0118095	-12.33	0.000	-.1687242	-.1224319
auto_rep	-.046622	.0130419	-3.57	0.000	-.0721836	-.0210604
renda_transf	.0012217	.0000774	15.79	0.000	.00107	.0013734
renda_semt~b	.0006082	.0000673	9.04	0.000	.0004763	.0007401
onus_med	.873057	.175355	4.98	0.000	.5293675	1.216747
onus_medid	-.2112608	.1211218	-1.74	0.081	-.4486551	.0261334
tx_alug	1.4009	.1439338	9.73	0.000	1.118795	1.683005
tx_analf	.4844992	.1805352	2.68	0.007	.1306567	.8383417
_cons	-8.202873	.2737336	-29.97	0.000	-8.739381	-7.666365

## B – Emprego

Probit regression				Number of obs = 78135 LR chi2(19) = 16819.96 Prob > chi2 = 0.0000 Pseudo R2 = 0.1587			
Log likelihood = -44571.885							
emprego	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]		
idade		.3338809	.0172506	19.35	0.000	.3000703	.3676915
idadesq	-.0060594	.0003495	-17.34	0.000	-.0067443	-.0053745	
mulher	-.4643472	.013817	-33.61	0.000	-.491428	-.4372664	
pardo	-.0124633	.0093414	-1.33	0.182	-.0307721	.0058454	
preto		.0259441	.0160914	1.61	0.107	-.0055944	.0574825
cor_outra	-.1406495	.0534127	-2.63	0.008	-.2453366	-.0359625	
grau1		.2269298	.0128248	17.69	0.000	.2017937	.252066
grau2		.5263668	.0110793	47.51	0.000	.5046517	.5480819
grau3		.8655767	.0188809	45.84	0.000	.8285708	.9025825
tx_desemp	-2.693032	.3197691	-8.42	0.000	-3.319768	-2.066296	
tx_desemp_aj	-1.578051	.1385338	-11.39	0.000	-1.849573	-1.30653	
metrop		.0092274	.0100897	0.91	0.360	-.0105481	.0290029
auto_rep		.0452028	.0111968	4.04	0.000	.0232574	.0671482

(Continua)

(Continuação)

Probit regression				Number of obs = 78135 LR chi2(19) = 16819.96 Prob > chi2 = 0.0000 Pseudo R2 = 0.1587			
Log likelihood = -44571.885							
renda_transf	-.0006688	.0000517	-12.94	0.000	-.0007701	-.0005675	
renda_semt~b	.0008473	.00006	14.13	0.000	.0007298	.0009649	
onus_med		.4840677	.1508971	3.21	0.001	.1883147	.7798206
onus_medid		.0976259	.101161	0.97	0.335	-.1006461	.2958979
tx_alug		1.337987	.1229449	10.88	0.000	1.097019	1.578954
tx_analf	-2.084304	.1550838	-13.44	0.000	-2.388263	-1.780345	
/cut1		3.835169	.2193424			3.405266	4.265072
/cut2		4.643785	.2194772			4.213618	5.073953

## C – Educação

Probit regression				Number of obs = 78135 LR chi2(19) = 16819.96 Prob > chi2 = 0.0000 Pseudo R2 = 0.1587		
Log likelihood = -44571.885						
jov_estud	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
idade	-.4990407	.0213826	-23.34	0.000	-.5409499	-.4571315
idadesq	.0082505	.0004399	18.76	0.000	.0073884	.0091126
mulher	.1297186	.0171339	7.57	0.000	.0961368	.1633004
pardo	-.2270428	.011678	-19.44	0.000	-.2499312	-.2041544
preto	-.275228	.0207493	-13.26	0.000	-.3158959	-.2345602
cor_outra	-.0447511	.0666366	-0.67	0.502	-.1753563	.0858542
grau1	.4689283	.0166022	28.24	0.000	.4363886	.5014679
grau2	.3833907	.0148439	25.83	0.000	.3542971	.4124843
grau3	-.4345489	.0316199	-13.74	0.000	-.4965228	-.372575
tx_desemp	2.896916	.4032149	7.18	0.000	2.106629	3.687202
tx_desemp_aj	-.3663426	.1662204	-2.20	0.028	-.6921286	-.0405566
metrop	.1135118	.0128104	8.86	0.000	.0884038	.1386197
auto_rep	.1595904	.0140532	11.36	0.000	.1320467	.1871341
renda_transf	.0008794	.0000636	13.82	0.000	.0007546	.0010041
renda_semt~b	.0003355	.0000655	5.12	0.000	.0002071	.0004638
onus_med	-.9060339	.1879696	-4.82	0.000	-1.274448	-.5376203
onus_medid	-.2303411	.1216204	-1.89	0.058	-.4687128	.0080305
tx_alug	-1.275965	.1546171	-8.25	0.000	-1.579009	-.9729208
tx_analf	-.0707651	.1949834	-0.36	0.717	-.4529256	.3113954
_cons	6.309666	.2679625	23.55	0.000	5.784469	6.834863

Elaboração dos autores

TABELA A.3  
**Modelo de Granado e Castillo (2002)**  
**Teste para verificar simultaneidade entre as equações**  
(Coeficientes de correlação dos *probits* bivariados)

Regressões	Coefficiente	Teste LR
Independência – emprego	.1329622	369.143
Independência – educação	-.2641713	1339.47
Emprego – educação	-.1295271	337.108

Elaboração dos autores

TABELA A.4  
**Modelo de Granado e Castillo (2002)**  
Resolução do sistema de equações via 3SLS usando os valores estimados das variáveis endógenas

Three-stage least-squares regression						
Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	chi2	P
indep_t	78135	18	.0149879	0.9995	1.75e+08	0.0000
emprego_t	78135	18	.0125624	0.9994	1.48e+08	0.0000
estud_t	78135	17	.0164107	0.9990	8.89e+07	0.0000
Coef.	Std. Err.		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
indep_t						
emprego_t	.0264617	.0004793	55.21	0.000	.0255223	.027401
estud_t	-1.154232	.0015802	-730.44	0.000	-1.157329	-1.151135
idade	-.0752029	.0006725	-111.82	0.000	-.076521	-.0738848
idadesq	.0024057	.0000114	211.90	0.000	.0023835	.002428
mulher	.5507197	.0002238	2460.96	0.000	.5502811	.5511583
pardo	-.2341622	.0003753	-623.91	0.000	-.2348978	-.2334266
preto	-.2582466	.0004553	-567.20	0.000	-.259139	-.2573543
cor_outra	.1360612	.0006435	211.42	0.000	.1347999	.1373225
grau1	.4443707	.0008396	529.26	0.000	.4427251	.4460163
grau2	-.0202856	.0008233	-24.64	0.000	-.0218993	-.018672
grau3	-1.201023	.0005261 -2282.70	0.000	-1.202054	-1.199991	
metrop	-.01374	.0002226	-61.73	0.000	-.0141763	-.0133038
auto_rep	.1353362	.0003023	447.74	0.000	.1347438	.1359286
renda_transf	.0022548	1.29e-06	1745.52	0.000	.0022523	.0022573
renda_semt-b	.0009745	1.10e-06	885.84	0.000	.0009724	.0009767
onus_med	-.4785517	.0016963	-282.11	0.000	-.4818764	-.475227
onus_medid	-.6807088	.0010375	-656.13	0.000	-.6827422	-.6786754
tx_alug	-.106849	.0020153	-53.02	0.000	-.1107989	-.1028992
cons	-.8327695	.0096321	-86.46	0.000	-.8516481	-.8138909
emprego_t						

(Continua)



(Continuação)

Three-stage least-squares regression						
Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	chi2	P
indep_t	78135	18	.0149879	0.9995	1.75e+08	0.0000
emprego_t	78135	18	.0125624	0.9994	1.48e+08	0.0000
estud_t	78135	17	.0164107	0.9990	8.89e+07	0.0000
indep_t	.2303475	.002294	100.41	0.000	.2258514	.2348436
estud_t	-.745012	.0023247	-320.48	0.000	-.7495682	-.7404557
idade	-.1571294	.0004824	-325.75	0.000	-.1580748	-.156184
idadesq	.0017932	8.04e-06	222.90	0.000	.0017775	.001809
mulher	-.455649	.0012499	-364.55	0.000	-.4580987	-.4531993
pardo	-.1853709	.0004755	-389.87	0.000	-.1863028	-.184439
preto	-.1908956	.0005275	-361.91	0.000	-.1919294	-.1898618
cor_outra	-.2130312	.0006372	-334.34	0.000	-.21428	-.2117824
grau1	.5976736	.0009124	655.04	0.000	.5958853	.5994619
grau2	.9166941	.0004117	2226.60	0.000	.9158872	.9175011
grau3	.7006646	.0025127	278.85	0.000	.6957398	.7055895
metrop	.1240289	.0001631	760.35	0.000	.1237092	.1243486
auto_rep	.1756235	.0002963	592.65	0.000	.1750427	.1762043
renda_transf	-.0002963	4.78e-06	-61.99	0.000	-.0003057	-.0002869
renda_semt-b	.0009568	2.21e-06	432.97	0.000	.0009525	.0009611
tx_desemp	.2398375	.0041239	58.16	0.000	.2317549	.2479202
tx_desemp_aj	-1.959685	.0015769 -1242.76	0.000	-1.962776	-1.956594	
tx_analf	-1.964185	.0018711 -1049.74	0.000	-1.967852	-1.960517	
cons	6.522829	.0078687	828.96	0.000	6.507407	6.538252
estud_t						
indep_t	-.6111144	.0012634	-483.71	0.000	-.6135906	-.6086382
emprego_t	-.312197	.0006069	-514.41	0.000	-.3133865	-.3110075
idade	-.0813802	.0006259	-130.03	0.000	-.0826069	-.0801536
idadesq	.0018326	9.52e-06	192.53	0.000	.0018139	.0018513
mulher	.2502058	.0007291	343.19	0.000	.2487769	.2516347
pardo	-.2135416	.0001305 -1636.10	0.000	-.2137974	-.2132857	
preto	-.2260468	.0002225 -1016.16	0.000	-.2264828	-.2256108	
cor_outra	.0268132	.0007601	35.28	0.000	.0253234	.028303
grau1	.4852082	.0002791	1738.64	0.000	.4846612	.4857552
grau2	.2759046	.0007788	354.25	0.000	.2743781	.2774311
grau3	-.5735037	.0012089	-474.42	0.000	-.575873	-.5711343
metrop	.0258631	.0002232	115.86	0.000	.0254256	.0263006
auto_rep	.145538	.0001695	858.44	0.000	.1452057	.1458703

(Continua)

(Continuação)

Three-stage least-squares regression						
Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	chi2	P
indep_t	78135	18	.0149879	0.9995	1.75e+08	0.0000
emprego_t	78135	18	.0125624	0.9994	1.48e+08	0.0000
estud_t	78135	17	.0164107	0.9990	8.89e+07	0.0000
renda_transf	.0014176	1.85e-06	765.01	0.000	.0014139	.0014212
renda_semt~b	.0009704	1.03e-06	938.05	0.000	.0009684	.0009724
tx_desemp	-.001409	.005243	-0.27	0.788	-.0116852	.0088672
tx_desemp_aj	-.9834992	.0019148	-513.62	0.000	-.9872521	-.9797462
cons	1.113863	.0102476	108.69	0.000	1.093778	1.133948

Endogenous variables: indep\_t emprego\_t estud\_t  
Exogenous variables: idade idadesq mulher pardo preto cor\_outra grau1 grau2  
grau3 metrop auto\_rep renda\_transf renda\_semtrab onus\_med onus\_medid  
tx\_alug tx\_desemp tx\_desemp\_aj tx\_analf  
Elaboração dos autores

## **Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

### **Assessoria de Imprensa e Comunicação**

#### **EDITORIAL**

##### **Coordenação**

Cláudio Passos de Oliveira

##### **Supervisão**

Everson da Silva Moura

Leonardo Moreira Vallejo

##### **Revisão**

Clícia Silveira Rodrigues

Idalina Barbara de Castro

Marcelo Araujo de Sales Aguiar

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Reginaldo da Silva Domingos

Ana Clara Escórcio Xavier (estagiária)

Hislla Suellen Moreira Ramalho (estagiária)

Lilian de Lima Gonçalves (estagiária)

Lynda Luanne Almeida Duarte (estagiária)

Luiz Gustavo Campos de Araújo Souza (estagiário)

Paulo Ubiratan Araujo Sobrinho (estagiário)

##### **Editoração**

Bernar José Vieira

Cristiano Ferreira de Araújo

Danilo Leite de Macedo Tavares

Herllyson da Silva Souza

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

##### **Capa**

Danielle de Oliveira Ayres

Flaviane Dias de Sant'ana

##### **Projeto Gráfico**

Renato Rodrigues Bueno

*The manuscripts in languages other than Portuguese  
published herein have not been proofread.*

##### **Livraria Ipea**

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo

70076-900 – Brasília – DF

Tel.: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: [livraria@ipea.gov.br](mailto:livraria@ipea.gov.br)







### **Missão do Ipea**

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO  
**PLANEJAMENTO,  
DESENVOLVIMENTO E GESTÃO**



ISSN 1415-4765

