

DECOMPONDO O RETORNO DO EMPREENDEDORISMO FEMININO BRASILEIRO: UMA ANÁLISE IDADE-PERÍODO-COORTE

Victor Rodrigues de Oliveira*¹ e Paulo de Andrade Jacinto^{†2}

¹Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul

²Professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná e pesquisador no Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq)

Resumo

O objetivo desse estudo é fazer uma análise da decomposição dos retornos do empreendedorismo feminino no Brasil para o período de 1992-2015. Para tanto, faz uso dos microdados da PNAD e uma análise de regressão que incluiu os efeitos idade, período e coorte. Os resultados indicam que os atributos natos e os adquiridos têm uma importância menor na evolução dos rendimentos, com exceção do nível educacional. Este último age sobre os salários de forma a reduzi-los. Apesar de ser um contrassenso, a dupla jornada da mulher impõe uma limitação de tempo, e a qualificação educacional reduz o tempo dedicado ao mercado de trabalho. Como a experiência profissional é menor, as competências adquiridas pelas mulheres não são aprimoradas pelo mercado de trabalho. Este resultado é corroborado pela baixa correlação entre experiência e retorno monetário. A esse mecanismo de transmissão pode-se somar o decréscimo da importância relativa do fator escolaridade em decorrência de sua forte expansão para as coortes mais recentes. Os resultados sugerem claramente que as mudanças que são próprias do perfil etário assumem um papel de destaque na evolução dos rendimentos das mulheres que atuam por conta própria e para as empregadoras informais (aquelas com no máximo cinco empregados). O efeito coorte permitiu um acréscimo de renda às autônomas, por meio da abertura e criação de novas oportunidades a esse segmento de mulheres. Contudo, não apresentou nenhuma correlação com os ganhos monetários, sugerindo a existência de “barreiras” para o grupo de empregadoras. Os efeitos de curto prazo associados às flutuações econômicas tendem a ser contracíclicos, de forma geral, até 2005 e posteriormente são pró-cíclicos.

Palavras-chave: Empreendedorismo feminino; Modelo idade-período-coorte; Taxa de participação na força de trabalho.

Abstract

The objective of this study is to analyze the decomposition of the returns of female entrepreneurship in Brazil for the period 1992-2015. To do so, we used PNAD microdata and a regression analysis that included age, period and cohort effects. The results indicate that the attributes born and acquired have a lower importance in the evolution of income, except for the educational level. The latter acts on wages in order to reduce them. Although it is a contradiction, the double journey of women imposes a limitation of time, and educational qualification reduces the time dedicated to the labor market. As work experience is smaller, skills acquired by women are not improved by the labor market. This result is corroborated by the low correlation between experience and monetary return. To this mechanism of transmission can be added the decrease of the relative importance of the schooling factor due to its strong expansion for the more recent cohorts. The results clearly suggest that age-specific changes play a prominent role in the earnings performance of self-employed women and informal employers (those with a maximum of five employees). The cohort effect allowed an increase of income to the autonomous, through the opening and creation of new opportunities for this segment of women. However, it did not show any correlation with the monetary gains, suggesting the existence of “barriers” for the group of employers. The short-term effects associated with economic fluctuations tend to be countercyclical, in general, until 2005 and thereafter are pro-cyclical.

Keywords: Female entrepreneurship; Age-period-cohort model; Labor force participation rate.

JEL Codes: L26, C31, J31

Área de submissão: Área 8: Econometria

*E-mail: victor5491@gmail.com

†E-mail: paulo.jacinto@ufpr.br

1 Introdução

A literatura sobre empreendedorismo tem focado esforços em explicar porque alguns indivíduos escolhem se inserir em atividades empreendedoras, caracterizadas por um alto risco no retorno do negócio, longos períodos de tempo para recuperar o investimento inicial, baixa, se não ausente, malha de proteção social e dificuldades de obtenção de capital. Em termos teóricos, um grande número de estudos deu ênfase para identificar a função e a natureza do empreendedor (BAUMOL, 1968; LUCAS JR, 1978; BLANCHFLOWER, 2000; LAZEAR, 2005; PARKER AND VAN PRAAG, 2006), ao passo que outros avançaram gerando inúmeras evidências do perfil do empreendedor. Parker (2009), Nopo and Valenzuela (2007), Blanchflower and Oswald (1998), Moog and Backes-Gellner (2009), Korpysa (2010) e Verheul et al. (2006) fizeram uso de modelos de escolha discreta para identificar as características individuais que levam a um indivíduo tornar-se empreendedor. Silva (2007) e Hartog et al. (2010) deram ênfase a talento ou a existência de diferentes habilidades cognitivas. Faria et al. (2009) analisaram a relação entre o desemprego e empreendedorismo com vista a verificar a existência de um comportamento cíclico.

A semelhança do que ocorre no mercado de trabalho, o aspecto gênero vem recebendo muita atenção e inúmeros estudos passaram a identificar se as diferenças de gênero que existem entre os trabalhadores assalariados também se refletem entre os empreendedores (FURDAS AND KOHN, 2002; GRILO AND THURIK, 2006). Informações do *Global Entrepreneurship Monitor* (GEM) sugerem que as mulheres são menos empreendedoras quando comparadas aos homens. Ser casada e ter filhos são características que aumentam significativamente a chance das mulheres serem empreendedoras (PARKER, 2009). Embora essas características possam estar associadas de forma negativa para as inúmeras empregadas no mercado de trabalho, o empreendedorismo permite uma flexibilidade na maneira de combinar trabalho com as atividades domésticas e do cuidar de filhos. Enquanto analisar a participação das mulheres tem sido objeto em recorrentes estudos, são poucos os que procuram entender a dinâmica do rendimento desse segmento econômico (ANDERSSON AND WADENSJO, 2006) e o gap entre retornos de empreendedores e não empreendedores (PARKER, 2009). Assim, o objetivo deste estudo é fazer uma análise do retorno do empreendedorismo feminino no Brasil a partir do uso do modelo de idade-período-coorte para o período de 1992-2015.

Embora os dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios mostrem que no Brasil os empreendedores representam aproximadamente 30% da população ocupada urbana e o seu rendimento médio é 4,4 vezes superior aos dos não-empreendedores, há uma escassez de estudos com intuito de analisar os retornos de empreendedoras femininas. Para ter uma ideia da importância da mulher no mercado de trabalho nos últimos anos, em 1992, cerca de 54% das mulheres trabalhavam e essa proporção alcançou 66% em 2015. Esse aumento é condicionado pela presença de filhos, pelo crescimento do número de mulheres chefes de família, pelas mudanças nas relações matrimoniais, pela jornada estendida em casa e pelo considerável aumento no grau de instrução formal. Vale ressaltar que estes fatores interagiram entre si e resultaram no forte crescimento da taxa de participação da força de trabalho feminina.

A partir disto, o objetivo deste estudo é compreender a dinâmica dos rendimentos das autônomas e os fatores associados a sua evolução. Hamilton (2000) argumenta que há diferenças sensíveis ao longo da distribuição de renda e a análise da média atenuaria estes distintos “regimes”. Nesse sentido, empregou-se um modelo que permite computar a contribuição de características observáveis para diferentes estatísticas distribucionais, a saber: quantis, índice de Gini (desigualdade de renda) e variância (dispersão de renda). Na análise empírica desenvolvida aqui, distinguem-se quatro canais pelos quais os salários podem variar: i) características individuais e a estrutura familiar das empreendedoras; ii) efeitos de longo prazo dos distintos perfis de ciclo de vida; iii) efeitos de longo prazo das distintas gerações e iv) efeitos de curto prazo decorrentes das condições macroeconômicas brasileiras.

Os resultados da análise empírica sugerem claramente que as mudanças que são próprias do perfil etário assumem um papel de destaque na evolução dos rendimentos das mulheres que atuam por conta própria e para as empregadoras informais (aquelas com no máximo cinco empregados). Para as empregadoras formais, o efeito idade parece ser relevante para as mulheres mais velhas nos quantis acima da mediana dos rendimentos. Como sugerido pela literatura sobre capital humano, a dispersão de renda tende a ser mais quanto maiores forem as idades. Resultado semelhante é obtido pela medida de desigualdade de renda, com exceção das autônomas. Ao mensurar a contribuição dos aspectos sociais, culturais, políticos e tecnológicos, concatenados nas diversas coortes, percebe-se que a mudança da constituição da sociedade permitiu um acréscimo de renda às autônomas, por meio da abertura e criação de novas oportunidades a esse segmento de mulheres. Contudo, não apresentou nenhuma correlação com os ganhos monetários, sugerindo a existência de “barreiras” para o grupo de empregadoras. Ao mesmo tempo, o efeito coorte atenuou as disparidades regionais entre as mulheres por conta própria e as empregadoras de pequenos negócios. Porém, os efeitos de curto prazo associados às flutuações econômicas tendem a ser contra-cíclicas, de forma geral, até 2005 e posteriormente são pró-cíclicas. Os períodos de instabilidade macroeconômica foram caracterizados pelo aumento da desigualdade de renda e da dispersão dos rendimentos.

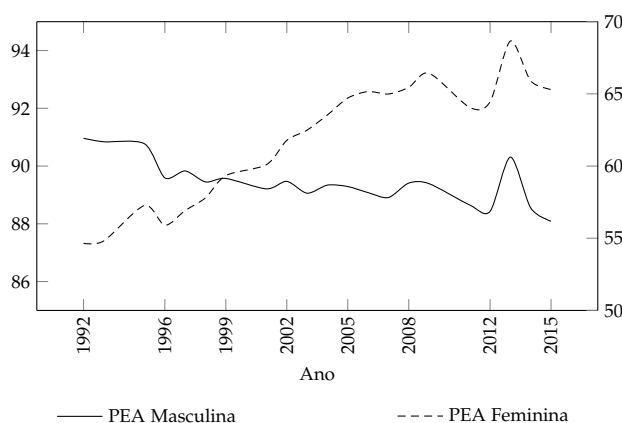
Além dessa breve introdução o estudo está estruturado da seguinte forma. A seção 2 traça o perfil das mulheres empreendedoras no período de 1992 a 2015. A seção 3 descreve a base de dados e a estratégia empírica utilizada. A seção 4 apresenta os resultados encontrados para o modelo de idade-período-coorte. A seção 5 faz uma discussão. À guisa de conclusão, a seção apresenta as principais considerações do estudo.

2 Perfil das Mulheres Empreendedoras

Nesta seção faz-se um breve perfil das mulheres empreendedoras, avaliando-se a evolução de algumas características suas entre os anos de 1992 e 2015. Todos os resultados do estudo são expressos com a utilização do fator de expansão da amostra da PNAD (variável “peso do indivíduo” nos microdados da PNAD).

Inicialmente apresenta-se a evolução da população economicamente ativa¹. Entre 1992 e 2015, a taxa de participação na força de trabalho (TPFT) dos homens como um todo manteve-se relativamente estável, com uma pequena queda de quase 3 pontos percentuais (p.p.). Para as mulheres, por sua vez, houve uma expansão de quase 11 p.p., chegando a atingir 68,66% em 2013. Quando se comparam os dois grupos, verifica-se que a diferença de participação no mercado de trabalho era de 36,32 p.p. em 1992 e reduziu-se para 22,78 p.p. em 2015. Apesar disso, o crescimento da TPFT feminina não foi suficiente para reduzir consideravelmente a discrepância verificada na participação entre os dois grupos. Essa evolução pode ser verificada na Figura 1.

Figura 1
Taxa de participação na força de trabalho (%) – Brasil, 1992–2015



Fonte: Elaborado a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Na Figura 2 apresenta-se a proporção de mulheres empreendedoras, diferenciado-as por tipo de empreendedorismo. Consideraram-se trabalhadoras por conta própria (autônomas) e pequenas empregadoras, entre 25 e 64 anos de idade, ocupados em atividades não-agrícolas e moradoras em áreas urbanas. Assim, dividiram-se as empreendedoras em três grupos: as autônomas, as empregadoras com até cinco empregados e as empregadoras com mais de cinco empregados. As duas primeiras categorias constituem o setor informal² das atividades empreendedoras e a última representa o lado formal dessas atividades. Diferentemente da TPFT feminina que apresentou um crescimento consistente e suave, a inserção das mulheres no empreendedorismo apresentou um caminho tortuoso e com grande volatilidade, revelando que sua participação neste segmento está condicionada a características conjunturais, institucionais e do próprio perfil etário da mulher. Observa-se que a proporção de autônomas em relação a população ocupada passou de 24,7% em 1992 para 26,9% em 1999 e depois sofreu uma queda relevante para 21% em 2008, alcançando 23,8%. Ao mesmo tempo, a Figura 2 mostra que as empregadoras formam um grupo que manteve uma proporção que flutuou em torno 4% no caso das informais e 1,5% para as formais, e que sofreu uma queda com a crise de 2008-2010.

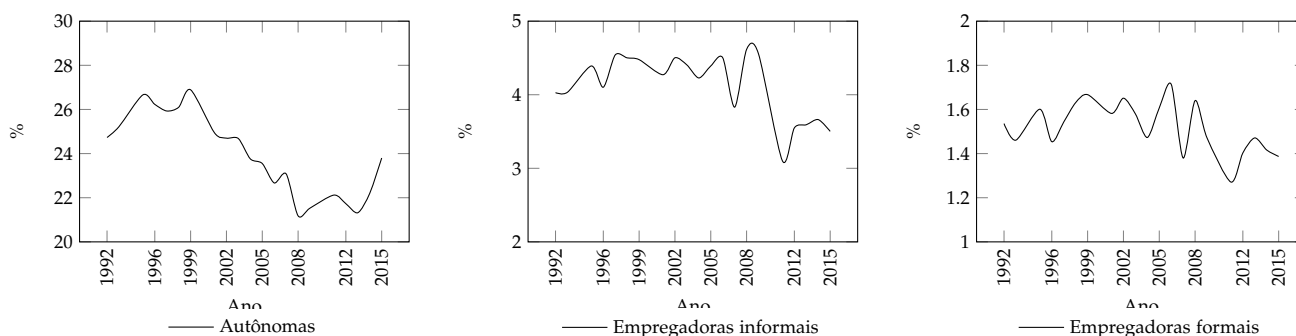
A Figura 3 apresenta a participação em cada grupo etário nos anos extremos da amostra. Vê-se que as taxas de participação se reduziram para as mulheres entre o início da década de 1990 e meados da década de 2010. Todavia, observa-se que as mulheres mais velhas ainda se inserem em atividades por conta própria, em que mais de 45% das mulheres com mais de 60 anos eram autônomas em 2015. Para as pequenas empregadoras há desaceleração na proporção de mulheres que se inserem em atividades empreendedoras. Esses resultados indicam que houve uma mudança no ciclo de vida das mulheres, alterando a participação de grupos intermediários e com idade mais avançada.

Porém, não é possível saber se essas mudanças são decorrentes do ciclo de vida ou geracionais. Para minimizar este efeito coorte, ou seja, diferenciar do efeito idade ao longo do tempo aquele efeito devido a diferentes gerações envelhecendo ao longo do tempo, apresenta-se uma análise baseada em coortes. Para tanto, isolamos a participação das empreendedoras acompanhando as coortes ao longo do tempo, como apresentado na Figura 4. As linhas mostram as taxas de participação das diferentes gerações ao longo do tempo. Note que as coortes são definidas a partir da idade em 1992. Definindo as coortes deste jeito, tem-se a oportunidade de, olhando horizontalmente e

¹ Compreende o potencial de mão de obra com que pode contar o setor produtivo, isto é, a população ocupada e a população desocupada. A população ocupada é definida como aquele conjunto de pessoas que, num determinado período de referência, trabalharam ou tinham trabalho mas não trabalharam (por exemplo, pessoas em férias).

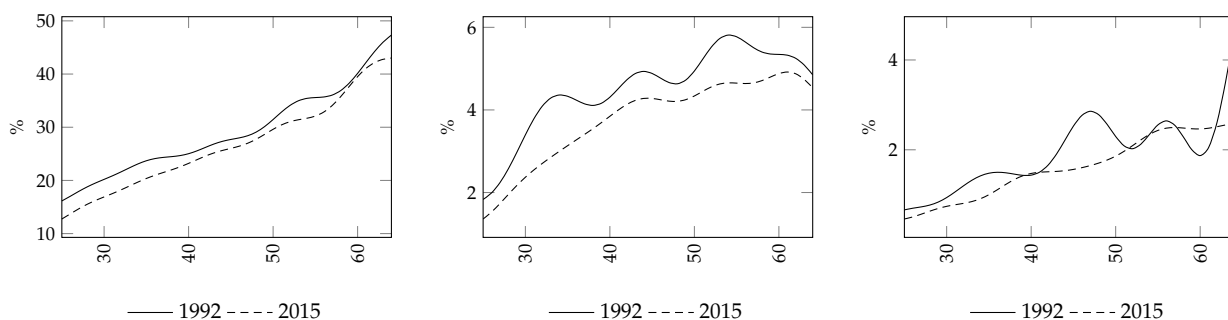
² A magnitude, natureza e composição do setor informal variam entre diferentes regiões e países de acordo com o nível de desenvolvimento e a estrutura de suas economias. A definição adotada aqui segue aquela proposta pela pesquisa Economia Informal Urbana (Ecinf) do IBGE.

Figura 2
Proporção de empreendedoras na população ocupada (%) – Brasil, 1992–2015



Fonte: Elaborado a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

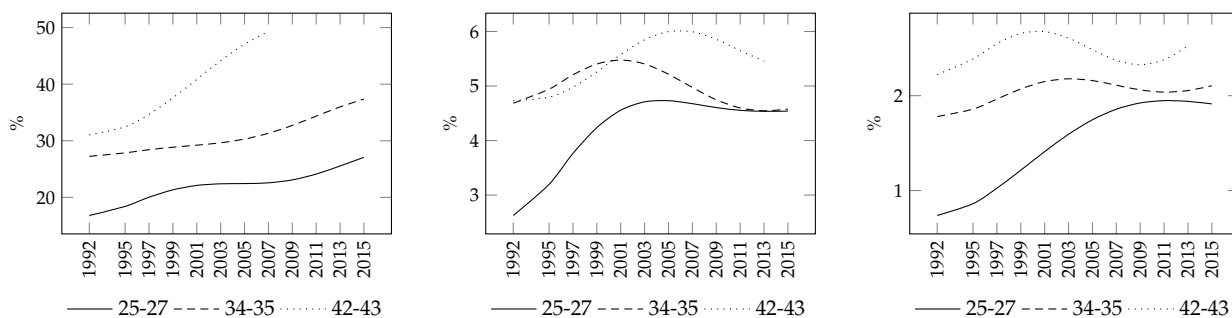
Figura 3
Distribuição etária das mulheres autônomas, empregadoras informais e empregadoras formais



Fonte: Elaborado a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

passando pelas linhas, ver as taxas de participação na mesma faixa etária.

Figura 4
Proporção de autônomas, empregadoras informais e empregadoras formais por coortes selecionadas – Brasil, 1992–2015



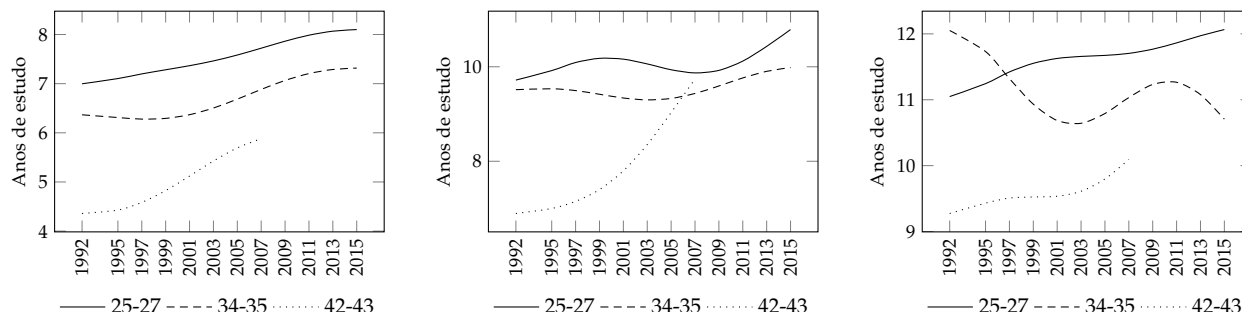
Fonte: Elaborado a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Considere a segunda coorte de baixo para cima (34 e 35 anos em 1992) do primeiro gráfico. Seguindo a linha vê-se um aumento na participação desse grupo de pessoas pelo seu envelhecimento. Se, em 1992, a coorte de mulheres autônomas de 34 e 35 anos tinha uma taxa de participação de 26,5%, esse valor aumenta para 38,4% em 2015. Quando se comparam duas coortes em um mesmo ponto do tempo, nota-se um distanciamento ao longo do tempo. Por exemplo, em 1992 (primeiro ano analisado) a diferença na proporção entre a coorte com 25-27 anos e a com de 42-43 anos era de 15 p.p. e passou para 30 p.p. em 2015. Para as empregadoras, o comportamento das coortes é mais errático, mas parece indicar que as coortes se aproximaram ao longo do tempo.

Para as empregadoras, observa-se um crescimento na participação de algumas coortes entre 1992 e 2002 e posteriormente uma redução na participação. É interessante notar que, no caso das empregadoras informais, as coortes mais novas (25 a 29 anos, 30 a 34 anos e 35 a 39 anos) apresentaram um aumento na participação no quinquênio 1992-1997. Por outro lado, o grupo de empreendedoras formais mais jovens apresenta crescimento em sua participação no período entre 1992 e 2007. Ao observar o grupo de mulheres com idade entre 25 e 29 anos, percebe-se que a proporção desse segmento aumentou fortemente entre 1992 e 1997, e posteriormente de forma mais moderada, de tal maneira que em 2012 a proporção era superior a observada no início do estudo.

Acompanhando esse movimento de redução da participação de coortes mais antigas e aumento das coortes mais recentes, tem-se o crescimento do grau de instrução formal (em anos de estudo completo) para as gerações mais recentes e para quase todas as coortes mais velhas – Figura 5. Nota-se que o estudo cresce à medida que o grau de formalização aumenta, tal que em 1992, para as autônomas, as mulheres com idade entre 25 e 29 anos possuíam, em média, 6,8 anos de estudo e passam a deter 8 anos completos de estudo em 2012. Essa tendência é acompanhada por todos as gerações de mulheres que trabalham por conta própria.

Figura 5
Educação média autônomas, empregadoras informais e empregadoras formais por coortes selecionadas – Brasil, 1992–2015

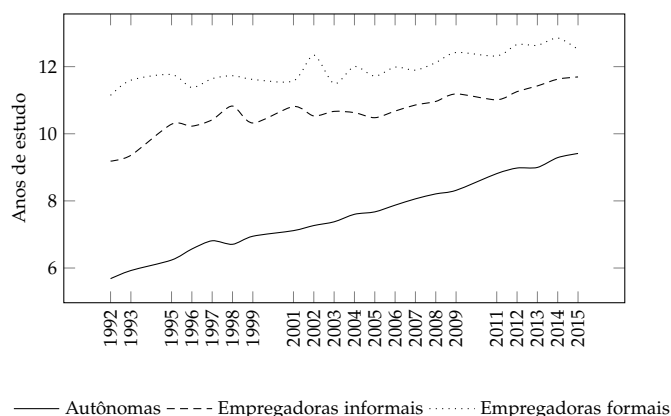


Fonte: Elaborado a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Os resultados no final desta seção indicam que, embora ao longo do tempo as taxas de participação estejam caindo, as gerações mais novas estão com taxas de participação mais altas, o que destaca, de modo convincente, o papel dos efeitos coorte. Estes efeitos serão estudados em detalhe ao longo da janela de investigação de 1992 a 2015. Por fim, explorar-se-á o comportamento da qualificação e dos rendimentos ao longo do tempo em análise análoga à participação.

A Figura 6 abaixo mostra o significativo aumento da média de anos de estudo da população empreendedora feminina. Enquanto que a escolaridade média em 1992 das autônomas era de 5,92 anos, em 2015 chegou a 9,42 anos. As empregadoras com até cinco empregados tinham, em média, 9,36 anos de estudo em 1992 atingiu 11,7 anos em 2015. O menor crescimento foi verificado entre as empreendedoras formais, com menos de 8% de aumento no grau de escolarização entre 1992 e 2015. Também é revelante perceber que o forte aumento no número médio de anos de estudo das autônomas permitiu a redução da diferença na qualificação entre os grupos de empreendedoras, a saber: em 1992 a diferença entre empreendedoras por conta própria e as empregadoras formais era de 5,67 anos; em 2015, era de 3,09 anos.

Figura 6
Nível de instrução das mulheres empreendedoras – Brasil, 1992–2015



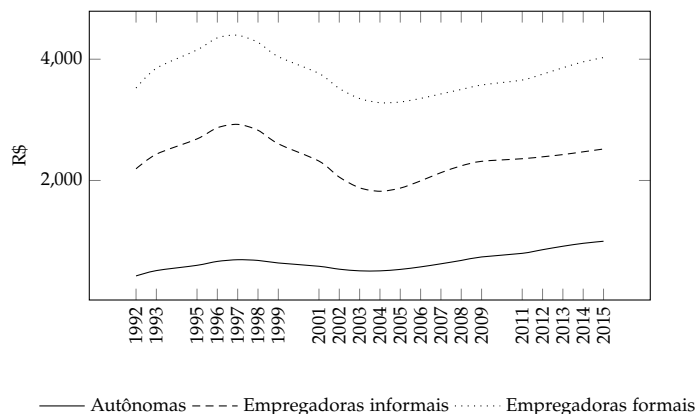
Fonte: Elaborado a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Pode-se observar as tendências de rendimentos ao longo do tempo, conforme a Figura 7. Em relação aos rendimentos reais médios, eles são muito influenciados pelo ciclo econômico (instabilidade macroeconômica no início da década de 1990, reestruturação da economia no início da década de 2000, aceleração da inflação como em 2002 e 2003, etc). Após o crescimento real significativo entre 1992 e 1996 e uma queda entre 1999 e 2003, vê-se um sustentado crescimento dos rendimentos de 2004 em diante, acompanhando o crescimento do produto interno bruto (PIB), mesmo com a crise mundial de 2008-2010.

A medida sintética mais comumente usada para mensurar a desigualdade de renda, o coeficiente de Gini³, é

³ O índice de Gini é a área entre a curva de Lorenz e a bissetriz igualitária do quadrado unitário relativamente à área do triângulo sob a bissetriz,

Figura 7
Rendimento real médio do trabalho principal das mulheres empreendedoras (R\$) – Brasil, 1992–2015

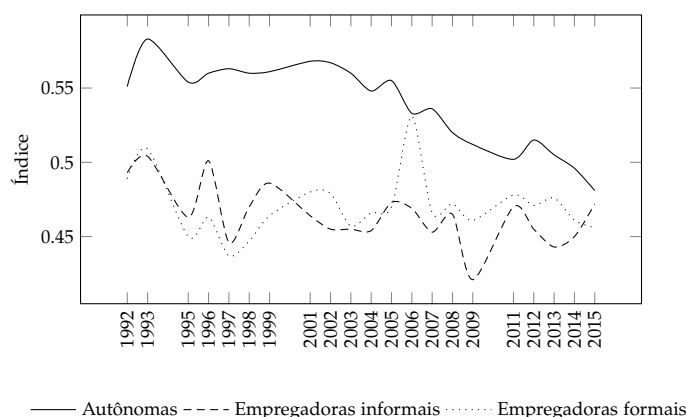


Nota: Deflacionado conforme [Corseuil and Foguel \(2002\)](#). Em R\$ de 2015.
Fonte: Elaborado a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

mais sensível a transferências no centro da distribuição do que na cauda. Sabe-se que o índice de Gini é auto-dual, de tal forma que a informação subjacente a ele é que a concentração da série subjacente ao índice é equivalente à concentração em que uma proporção da sociedade igual ao índice de Gini encontra-se na indigência absoluta, ao passo que a proporção restante se apropria de toda a riqueza. Assim, os resultados serão interpretados por meio do dual do índice de Gini.

A Figura 8 apresenta a evolução do índice de Gini para os três grupos de empreendedoras entre os anos de 1992 e 2015. O índice de Gini para o conjunto das autônomas apresentou uma queda significativa, passando de algo em torno de 0.55 para o patamar atual de 0.48. Isto posto, em 1992, a concentração da renda seria equivalente à concentração em que aproximadamente 55% das mulheres por conta-própria vive miseravelmente e 45% dividem entre si o rendimento total. Já em 2015, 48% das empreendedoras autônomas não detêm nenhuma fração da renda total das auto-empregadas e 52% dividem entre si o montante total dos rendimentos. Para as empregadoras informais, por seu turno, o índice de Gini variou de 0.49 em 1992 para 0.47 em 2015. Contudo, esta queda não é significativa do ponto de vista estatístico⁴. Resultado semelhante é obtido para as empregadoras com seis ou mais funcionários.

Figura 8
Coeficiente de Gini do rendimento do trabalho principal das mulheres empreendedoras – Brasil, 1992–2015

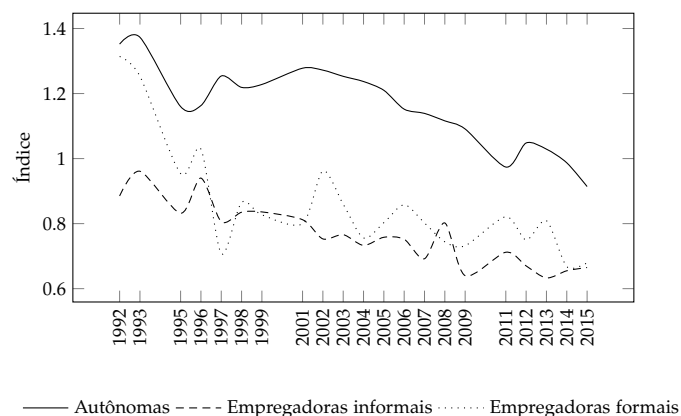


Fonte: Elaborado a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

A Figura 9 apresenta a dinâmica da variância do logaritmo do rendimento do trabalho principal das empreendedoras entre 1992 e 2015. Ao calcular-se o dual da variância do logaritmo dos rendimentos das empregadoras informais para 1992, por exemplo, tem-se uma visão bastante nítida de quão acentuada é a variabilidade da série. É como se os rendimentos totais estivessem uniformemente concentrados nas mãos de 44% das mulheres que empregam até cinco empregados ou, alternativamente, que 56% das mulheres estivessem totalmente desprovidas de qualquer participação na renda total deste grupo de empreendedoras. Em outras palavras, a dispersão expressada pela variância da série é equivalente à desigualdade de uma população em que aproximadamente 90.305 empregadoras informais de um

medindo assim a posição da concentração da série relativamente às posições extremas de igualdade e desigualdade absolutas.
⁴ Aqui, a estatística de teste é dada por: $t = (0.472 - 0.493) / \sqrt{0.00034 + 0.00032} = -0.828$, com p-valor associado de 0.395.

Figura 9
Variância do logaritmo do rendimento do trabalho principal das mulheres empreendedoras – Brasil, 1992–2015



Fonte: Elaborado a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

conjunto de 206.353 dividem entre si o valor da renda total (cada um abocanhando aproximadamente R\$ 2808) e as 116.048 mulheres restantes não apropriam coisa alguma. Já em 2015, o dual indicaria que 29% das empregadoras informais concentravam todos os ganhos deste segmento, cada uma recebendo, em média, R\$ 9.081, e 327.124 mulheres não receberiam nada.

A combinação da análise do índice de Gini e da dispersão do logaritmo dos rendimentos indica que, no caso das autônomas, houve redução da desigualdade de renda e a queda na dispersão foi acompanhada por redução da concentração dos rendimentos. Por seu turno, para as empregadoras (informais e formais), não houve redução da desigualdade de renda e a queda na dispersão foi acompanhada por aumento da concentração dos rendimentos.

Isto posto, esses resultados indicam que houve um aumento da TPFT das mulheres, porém com crescimento muito irregular da participação das autônomas e um decréscimo importante do grupo das empregadoras. Quando se avalia a trajetória de participação pela idade, nota-se que houve queda na proporção de empreendedoras entre 1992 e 2015. Resultado semelhante é obtido por meio da análise geracional, em que as coortes mais antigas participavam ativamente de atividades empreendedoras e a participação das coortes mais jovens representa quase metade daquelas. Ao mesmo tempo, essas mudanças são acompanhadas por um crescimento da taxa de retorno salarial no período 1992–2015 e do grau de instrução da população empreendedora feminina. A partir desta evidência, o objetivo é compreender como evoluiu a dinâmica do rendimento destes grupos e comparar a importância dos atributos individuais (cor/raça, educação, experiência, presença de filhos etc) e dos fatores vinculados à conjuntura, ao ciclo de vida e à geração na formação dos rendimentos das empregadoras e das mulheres que trabalham por conta própria. Esse tipo de análise ainda não foi realizada para o Brasil, a despeito dos empreendedores representarem aproximadamente 30% da população ocupada urbana e seu rendimento médio ser 4,4 vezes superior ao dos não-empreendedores, e permitiria, em um primeiro momento, a formulação de políticas públicas para o mercado de trabalho com maior grau de focalização.

3 Método

3.1 Base de Dados

Neste estudo foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1992 a 2015⁵. A PNAD é realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), em todo o território nacional, por amostragem probabilística de domicílios. A pesquisa, que vem sendo feita desde o fim da década de 1960, conta com um questionário de caráter permanente, envolvendo perguntas relativas a características domiciliares e pessoais, tais como: tamanho da família, renda domiciliar, nível educacional dos moradores, entre outras. Em alguns anos, são investigadas características socioeconômicas e demográficas com caráter suplementar, como: migração, saúde, segurança alimentar e outros temas.

Para tornar a amostra homogênea, restringiu-se a análise às mulheres com idade entre 25 e 64 anos, que haviam trabalhado na última semana (com rendimentos diferentes de zero), que não estavam ocupadas na agricultura nem na administração pública⁶, que viviam em áreas urbanas e para as quais existem informações relativas a número de anos de estudo e idade com que começaram a trabalhar. Os valores monetários foram deflacionados pelo Índice

⁵ Nos anos de 2000 e 2010 não houve a realização da PNAD. A amostra é composta a partir do “empilhamento” de todas as observações individuais das mulheres empreendedoras (autônomas e empregadoras) nesses anos selecionados.

⁶ Foram eliminadas as mulheres destes segmentos devido à dinâmica própria que rege a administração pública e o setor agrícola da economia brasileira (SOARES AND GONZAGA, 1999).

Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) para setembro de 2015⁷. O estudo proposto aqui promoveu o ajuste da amostra, visando respeitar o plano amostral que lhe deu origem⁸. Isto posto, este desenho amostral mais restrito permite a compreensão correta da evolução dos rendimentos das empreendedoras brasileiras.

Para melhor compreender a evolução dos rendimentos das mulheres empreendedoras no Brasil, utilizam-se 21 anos de pesquisas domiciliares compatíveis. Como as informações oriundas das PNAD's não constituem um painel de dados, uma vez que o indivíduo entrevistado não é o mesmo nos diferentes anos da pesquisa, a criação de coortes é uma estratégia que permite um agrupamento de empreendedoras que nasceram no mesmo ano⁹. Assim, supõe-se que essas mulheres que pertençam à mesma coorte possuem algumas características comuns que influenciam os seus rendimentos. A opção por coortes bianuais decorre do fato de que o tamanho da amostra é suficiente para incluir-se um grande número de variáveis *dummy* no modelo e para capturar com maior acurácia a participação das mulheres no mercado de trabalho.

A partir das características da amostra é possível decompor os efeitos idade-período-coorte (*age-period-cohort* (APC), em inglês). Todavia, como qualquer um desses efeitos é obtido a partir dos outros dois (coorte = período - idade), é necessário empregar uma estratégia de identificação e impor uma restrição, seja de período, seja de idade, ou mesmo de coorte, para evitar o problema de colinearidade perfeita. A literatura sobre modelos APC sugere três diferentes modelagens para superar o problema de identificação. Em primeiro lugar, substituir as variáveis *dummy* de idade, de coorte e de período por medidas diretas do fenômeno que se procura capturar. Nesse enfoque, esses efeitos representam variáveis *proxy* para fenômenos não-observáveis. Assim, as mesmas são apenas indicadores dos efeitos reais que deveriam ser mensurados. [Gonzaga et al. \(2003\)](#), por exemplo, substituem as variáveis *dummy* de ano pela variável de renda familiar *per capita*. Há estudos que utilizam a experiência como forma de capturar o efeito idade e não alteram como o efeito coorte e período são obtidos. Em segundo, impor restrições sobre os coeficientes do modelo. Por exemplo, igualando os coeficientes de duas coortes ou omitindo uma das categorias de uma das variáveis. Ver, por exemplo, [Card and Lemieux \(2001\)](#) para detalhes da aplicação desta abordagem. Finalmente, sob a terceira modelagem substitui-se um dos três conjuntos de variáveis *dummy* por polinômios de pequena ordem, como realizado por [McKenzie \(2006\)](#). No estudo desenvolvido aqui, seguem-se as hipóteses de identificação propostas por [Deaton and Paxson \(1994\)](#) e [Deaton \(1997\)](#), de que o efeito período é ortogonal à tendência temporal e é nulo quando se considera o período inteiro. Os impactos de maior persistência na variável dependente seriam totalmente atribuíveis aos efeitos idade e coorte. Assim, ao impor essas restrições, opera-se a transformação das variáveis *dummy* de período como segue:

$$P_t^* = P_t - [(t - 1) \times P_2 - (t - 2) \times P_1], \quad (1)$$

em que P_t é uma variável *dummy* para período assumindo valor 1 se o ano é t e igual a zero caso contrário. A partir disso, P_1^* e P_2^* sempre assumem o valor 0. Cabe salientar que foi levado em consideração que a proposta de [Deaton \(1997\)](#) impõe restrições fortes (efeitos período cíclicos) ao modelo e que os efeitos idade e coorte contém um componente de tendência¹⁰. Essas restrições permitem entender efeitos de longo prazo das mudanças nas composições das coortes sobre os rendimentos. Tal hipótese é empregada, por exemplo, nos estudos de [Reis and Gonzaga \(2006\)](#) e [Jacinto and Ribeiro \(2015\)](#).

3.2 Variável Dependente

O objetivo proposto aqui é avaliar o comportamento dos rendimentos das mulheres autônomas e empregadoras (formais e informais) no Brasil no período compreendido entre os anos de 1992 e 2015. Procura-se investigar, especificamente, quanto da diferença nos rendimentos entre esses grupos pode ser atribuído aos impactos de conjuntura (ciclo econômico), de ciclo de vida e de geração. Para cumprir ambos os objetivos, a variável dependente é o valor do rendimento mensal por hora do trabalho principal, uma vez que constitui a fonte mais importante dos rendimentos das mulheres empreendedoras.

3.3 Variáveis Independentes

A descrição das variáveis utilizadas neste estudo é apresentada na Tabela 1. As variáveis independentes procuram capturar como atributos individuais e familiares atuam para determinar o retorno do rendimento empreendedoras

⁷ Para detalhes do deflacionamento de rendas da PNAD, ver [Corseuil and Foguel \(2002\)](#).

⁸ O desenho amostral da PNAD incorpora todos os aspectos que definem um plano amostral "complexo": estratificação das unidades de amostragem, conglomeração (seleção da amostra em vários estágios com unidades compostas de amostragem), probabilidades desiguais de seleção em um ou mais estágios, e ajustes dos pesos amostrais para calibração com totais populacionais conhecidos. Por esse motivo, dados obtidos através das amostras das PNADs geralmente não podem ser tratados como se fossem observações independentes e idênticamente distribuídas (isto é, como se tivessem sido gerados por amostras aleatórias simples com reposição). Para detalhes, ver [Nascimento Silva et al. \(2002\)](#).

⁹ Supõe-se que a população de cada coorte é constante. Desse modo, mudanças intracoortes correlacionadas com fatores latentes aos dados podem viesar o estimador de interesse. Uma alternativa para contornar parcialmente este problema é limitar o grupo etário sob análise, como realizado por [Firpo et al. \(2003\)](#). Nesse sentido, apenas as mulheres com idade entre 25 e 64 anos serão foco de investigação deste trabalho.

¹⁰ Nas palavras de [Deaton \(1997, p. 126\)](#): "This procedure is dangerous when there are few surveys, where it is difficult to separate trends from transitory shocks [...] Only when there are sufficient years for trend and cycle to be separated can we make the decomposition with any confidence". O horizonte temporal deste estudo permite contornar esta limitação.

no mercado de trabalho brasileiro. O conjunto de covariáveis empregadas aqui pode ser dividido em dois grupos. O primeiro consiste nas características da mulher e da família, a saber: se é branca, a presença de filhos por faixas de idade, se é casada, o número de adultos da família, o grau de educação formal por faixas, os tempos de experiência no mercado de trabalho e de atuação nessa atividade profissional e um conjunto de variáveis *dummy* para os estados brasileiros. Essas variáveis são amplamente utilizadas pela literatura que procura avaliar os condicionantes do retorno monetário do mercado de trabalho (SACHSIDA ET AL., 2004; SULIANO AND SIQUEIRA, 2012; TEIXEIRA AND MENEZES-FILHO, 2012). O segundo grupo é aquele que contém os efeitos idade, coorte e período. Os três efeitos são relevantes para o entendimento da evolução recente dos rendimentos no Brasil e, de forma geral, estão relacionados aos aspectos da oferta e da demanda de trabalho e aos fatores institucionais (GONZAGA ET AL., 2003; REIS AND GONZAGA, 2006).

Tabela 1
Descrição das variáveis utilizadas

Variáveis	Descrição
Renda ($REND_t$)	Logaritmo natural do rendimento-hora em reais (R\$) de 2015
Branca (BRA_t)	Indica se a mulher se autodeclarou branca
Educação ($EDUC_t$)	Número de anos de estudo completos
Filhos ($FILH_t$)	Número de filhos com menos de 12 anos
Casada (CAS_t)	Indica o estado civil da mulher
# de adultos na casa ($ADUL_t$)	Número de pessoas adultas vivendo permanentemente no domicílio
Chefe de família ($CHEF_t$)	Variável <i>dummy</i> que indica se a mulher era a responsável pela família
Experiência (EXP_t)	Definida como o tempo de participação no mercado de trabalho ^a
Tempo (TEM_t)	Definida como o tempo no trabalho atual (tenure)
Afazer domésticos ($AFAZ_t$)	Variável <i>dummy</i> indicando se cuidava dos afazeres domésticos
Parente empreendedor (PAR_t)	Variável <i>dummy</i> indicando se há outro familiar que é empreendedor
Efeito fixo de estados (REG_t)	26 variáveis <i>dummy</i> indicando o estado na qual a mulher vive ^b
Idade (IDA_t)	39 variáveis <i>dummy</i> indicando a idade da mulher
Período (PER_t)	19 variáveis <i>dummy</i> indicando o período como definido por Deaton (1997)
Coorte (COH_t)	32 variáveis <i>dummy</i> indicando a geração a qual a mulher pertence

NOTAS:

^a É computada como a diferença entre a idade da mulher e a idade com que começou a trabalhar.

Nas estimações também é incluído um termo quadrático.

^b A categoria referência é o estado de São Paulo.

Fonte: Elaboração própria.

Por meio do efeito idade se pode avaliar a dinâmica da evolução do rendimento do mercado de trabalho ao longo do ciclo de vida que é decorrente de fatores inerentes ao perfil etário. Esse fator é correlacionado, de forma geral, à produtividade decorrente da acumulação de capital humano e ao comportamento do salário reserva (REIS AND GONZAGA, 2006). A influência desse componente também é percebida no grau de educação dos diversos grupos populacionais, impactando o diferencial de rendimento por nível de qualificação.

O efeito período, por sua vez, mensurado pela estratégia proposta por Deaton (1997), captura o impacto do ciclo econômico sobre os rendimentos. Por exemplo, em momentos de recessão econômica, se os grupos populacionais de interesse apresentam um menor grau de educação formal e são mais sensíveis às mudanças do cenário macroeconômico *vis-à-vis* as mulheres com maior instrução educacional, espera-se um comportamento cíclico dos rendimentos (SCHMIEDER AND TILL, 2010; HOYNES ET AL., 2012; OREOPOULOS ET AL., 2012). O resultado final será dependente das mudanças quantitativas e qualitativas observadas na educação brasileira nos últimos anos e da reorganização do mercado de trabalho (redução do grau de informalidade da economia, aumento da taxa de participação das mulheres, mudanças de hábitos e de preferências em relação ao trabalho, entre outras).

Finalmente, o efeito coorte permite verificar se existe uma tendência das gerações mais novas receberem mais ou menos do que as gerações mais antigas. A associação entre rendimento e coorte reflete, de modo geral, o impacto de mudanças institucionais, sociais, políticas e tecnológicas que afetam as taxas de retorno dos indivíduos no mercado de trabalho. É importante destacar que as coortes podem variar também com os fatores de oferta (como qualidade da educação, taxa intertemporal de desconto na oferta de trabalho) e os fatores de demanda (como mudanças na tecnologia que foquem em um determinado tipo de formação acadêmica). Em decorrência do processo de universalização da educação básica (ensinos infantil e fundamental) no Brasil, de alterações consideráveis do papel da mulher na sociedade, de simplificações e mudanças tributárias na abertura de micro e pequenas empresas, as coortes mais jovens têm uma maior participação no mercado de trabalho quando comparadas às coortes que as precederam.

3.4 Estratégia Empírica

Após a construção da nova variável de período, como definida na equação (1), estima-se uma equação minceriana de rendimentos. O efeito idade-período-coorte é isolado por meio de variáveis binárias.

Para compreender a estratégia empírica empregada neste estudo considere que:

$$x = \mu_x + x^*, \quad (2)$$

em que μ_x é uma constante e x^* é uma variável aleatória com média zero. O interesse é avaliar como “ x ” determina

“ y ”. Assim, suponha que tenhamos o seguinte modelo de regressão:

$$\mathbb{E}(y|x) = x\beta = \mu_x\beta + x^*\beta, \quad (3)$$

em que o efeito de interesse é $\beta = \partial\mathbb{E}(y|x)/\partial\mu_x$.

Pela lei das expectativas iteradas, temos que:

$$\mathbb{E}(y) = \mathbb{E}[\mathbb{E}(y|x)] = \mathbb{E}(x\beta) = \mathbb{E}(x)\beta = \mu_x\beta. \quad (4)$$

Logo, $\beta = \partial\mathbb{E}(y)/\partial\mu_x$. Observamos por meio da lei das expectativas iteradas que β assume um duplo papel ao capturar o efeito de mudanças de x sobre $\mathbb{E}(y)$ e $\mathbb{E}(y|x)$. Muitas aplicações importantes de análises de regressão dependem fundamentalmente desta propriedade. Por exemplo, o uso da decomposição de Oaxaca-Blinder para investigar o *gap* dos rendimentos entre indivíduos brancos e negros ou entre homens e mulheres e análises de intervenção política (avaliação do efeito do tratamento médio) dependem crucialmente desta relação.

Agora, considere o modelo de regressão quantílica abaixo:

$$Q_{Y|X}(\tau) = x\beta_\tau, \quad (5)$$

de tal forma que $\beta_\tau = \partial Q_{Y|X}(\tau)/\partial\mu_x$.

Todavia, não é possível utilizar a lei das expectativas iteradas para quantis. É viável mensurar como mudanças em “ x ” alteram os quantis condicionalmente. Como proceder se o objetivo é o efeito sobre os quantis incondicionais? Ao contrário da média condicional, os quantis condicionais não possuem um correspondente populacional não condicional. Como resultado, as estimativas obtidas ao regredir um modelo quantílico não podem ser usados para estimar o impacto de x sobre o correspondente quantil não condicional. Disso, depreende-se que os métodos existentes não podem ser usados para responder um questão simples como “qual o impacto de um indivíduo reportar ter sido diagnosticado com angina sobre os ganhos médios, mantendo tudo o mais constante?” Isto é, os parâmetros estimados em uma regressão quantílica tradicional (condicional) não podem ser interpretados como o efeito marginal.

Para estimarem-se os determinantes incondicionais dos rendimentos (os efeitos marginais em apenas um passo) será empregado o método de regressão quantílica incondicional, seguindo a proposta de [Firpo et al. \(2009\)](#). Este método representa um avanço na literatura sobre o tema, pois permite a obtenção do efeito marginal de uma covariada sobre a variável dependente de forma direta, principalmente quando as variáveis independentes são discretas. Isto posto, seja o θ -ésimo ($0 < \theta < 1$) quantil de uma variável aleatória Y com função de distribuição $F_Y(y) = P(Y \leq y)$, isto é,

$$q(\theta) := F^{-1}(\theta) = \inf\{y : F_Y(y) \geq \theta\}. \quad (6)$$

Observe que $q(\theta)$ é uma estatística de ordem e pode ser obtida pela minimização de uma função perda (linear) assimétrica:

$$\frac{1}{N} \left[\theta \sum_{i:y_i \geq q} |y_i - q| + (1 - \theta) \sum_{i:y_i < q} |y_i - q| \right] = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \rho_\theta(y_i - q), \quad (7)$$

em que $\rho_\theta(\varepsilon) = (\theta - \mathbb{1}\{\varepsilon < 0\})\varepsilon$ é a função *check* e ε é o termo de erro.

O método dos autores consiste da regressão de uma transformação da variável de resultado sobre as variáveis explicativas e é construído sob o conceito de função de influência (IF)¹¹, $IF(Y; \nu, F_Y(y))$. Essa representa o impacto de uma observação sobre a estatística distribucional, $\nu(F_Y(y))$. Adicionando novamente a estatística $\nu(F_Y(y))$ à função de influência obtém-se o que é conhecido como função de influência recentrada (RIF). Para quantis, a RIF é dada por:

$$\text{RIF}(Y; \nu, F_Y(y)) = \left[q(\theta) + \frac{\theta - 1}{f_Y(q(\theta))} \right] + \left[\frac{1}{f_Y(q(\theta))} \right] \mathbb{1}\{Y \geq q(\theta)\}. \quad (8)$$

Para estimar a nova variável, como apresentada em (8), $f_Y(q(\theta))$ deve ser estimado em um passo anterior. Neste caso, obtém-se a densidade de Y por meio de um estimador não-paramétrico¹². O efeito parcial quantílico incondicional (UQPE) – a medida de interesse – é dado por:

$$\text{UQPE}(\theta) = \mathbb{E} \left[\frac{f_{Y|X}(q(\theta)|X)}{f_Y(q(\theta)|X)} \times \frac{\partial g(X, \varepsilon_\theta(X))}{\partial X} \right]. \quad (9)$$

A análise econométrica será realizada separando-se as empreendedoras entre autônomas e empregadoras, dado

¹¹ A função de influência de uma estatística distribucional mensura o efeito relativo de uma pequena perturbação na distribuição subjacente da estatística de interesse.

¹² Neste caso, $\hat{f}_Y(\hat{q}_\theta) = (1/N) \sum_{i=1}^N \mathcal{K}_Y(Y_i - \hat{q}_\theta/h)$, em que \mathcal{K}_Y é a função *kernel* e h é a *bandwidth*.

que os processos que regem a dinâmica de evolução dos rendimentos são distintos entre estes dois grupos¹³. As estimativas serão produzidas para a média e alguns quantis de interesse (0.10, 0.50 e 0.90), o índice de Gini¹⁴ e a variância dos rendimentos.

3.5 Estatísticas Descritivas

A Tabela 2 apresenta estatísticas descritivas para as variáveis utilizadas na análise empírica. É perceptível que as mulheres empregadoras têm um maior nível de renda, uma maior proporção se autodeclarou como branca, um menor número de filhos para as quatro faixas definidas, famílias mais numerosas, são mais educadas (inclusive uma baixa proporção de mulheres com até quatro anos de educação formal), um menor tempo de experiência no mercado de trabalho, um maior número de meses dedicados a essa atividade profissional e mais jovens quando comparadas às mulheres que trabalham por conta-própria. O teste de diferenças de médias também mostrou que as características apontadas para avaliar a composição dos rendimentos das empreendedoras são distintas entre autônomas e empregadoras. Portanto, esses grupos de empreendedoras são consideravelmente distintos em muitas dimensões e uma comparação entre eles poderia gerar implicações interessantes.

Tabela 2
Estatísticas Descritivas

Variáveis	Não-empendedoras		Autônomas		Empendedoras informais		Empendedoras formais	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP	Média	DP
$REND_t$	3.06	0.85	2.96	1.08	3.97	0.96	4.47	0.95
BRA_t	0.55	0.50	0.56	0.50	0.74	0.44	0.82	0.38
IDA_t	37.94	9.32	42.05	10.06	41.34	9.47	42.22	9.41
$EDUC_t$ (1 a 4 anos)	0.17	0.38	0.20	0.40	0.08	0.27	0.04	0.19
$EDUC_t$ (5 a 8 anos)	0.23	0.42	0.27	0.44	0.15	0.36	0.10	0.30
$EDUC_t$ (9 a 11 anos)	0.35	0.48	0.31	0.46	0.37	0.48	0.32	0.47
$EDUC_t$ (12 anos ou mais)	0.21	0.40	0.15	0.36	0.39	0.49	0.54	0.50
CAS_t	0.66	0.47	0.71	0.45	0.78	0.41	0.82	0.38
$FILH_t$	1.19	1.35	1.28	1.47	1.11	1.28	1.09	1.27
$ADUL_t$	2.60	1.42	2.70	1.49	2.72	1.41	2.75	1.36
$CHEF_t$	0.34	0.47	0.35	0.48	0.29	0.46	0.27	0.45
EXP_t	22.13	10.97	26.88	11.82	24.94	10.92	25.45	10.55
$AFAZ_t$	0.91	0.29	0.94	0.23	0.86	0.35	0.79	0.41
PAR_t	0.17	0.37	0.28	0.45	0.42	0.49	0.54	0.50

NOTAS:

^a A amostra é composta por 127.978 autônomas, 18.485 empregadoras informais e 6.115 empregadoras formais, respectivamente, e é representativa de 71.953.979 mulheres empreendedoras.

^b Todas as estimativas foram ajustadas pelo peso amostral.

^c DP é o desvio-padrão.

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE.

4 Resultados

Esta seção apresenta graficamente os principais resultados obtidos com uma análise dos efeitos idade, período e coorte por meio do uso de regressão. As tabelas com os coeficientes estimados das diversas covariáveis estão disponíveis junto aos autores. A partir de uma equação minceriana são descritos os resultados das estimações dos efeitos idade, período e coorte sobre salários.

Há recentemente o surgimento de uma literatura substancial abordando a questão subjacente de por que a participação das mulheres no mercado de trabalho mudou¹⁵ – efeito composição. Por exemplo, Olivetti (2006) usa um modelo de quatro períodos e estimativas dos retornos da experiência para mostrar o efeito que os aumentos nos retornos da experiência têm sobre as horas trabalhadas das mulheres. Greenwood and Seshadri (2002) medem o impacto do progresso tecnológico no aumento da participação das mulheres, enquanto Greenwood et al. (2005) enfocam o papel desempenhado pelas mudanças na produção doméstica (com o desenvolvimento e a difusão de muitos recursos domésticos) para explicar o aumento da participação da força de trabalho feminina. Jones et al. (2003) investigam o efeito, em média, das horas trabalhadas pelas mulheres na diminuição da diferença salarial entre os gêneros bem como o efeito do progresso tecnológico. Caucutt et al. (2002) exploram a interação entre desigualdade salarial, casamento, fertilidade e decisões de emprego de mulheres jovens, enfatizando a importância do *timing* das

¹³ Para testar a robustez das estimativas serão eliminadas as coortes que contêm menos de 1% do total de mulheres na amostra para cada grupo de empreendedoras. Isso significa retirar as mulheres autônomas que nasceram anterior e posteriormente à 1943 e à 1982, respectivamente. Para as mulheres empregadoras, retira-se as que nasceram anterior e posteriormente à 1943 e à 1983, respectivamente.

¹⁴ A RIF para o índice de Gini é: $RIF(y; v^{GC}) = 1 + 2\mu^{-2} \int_0^1 \int_{-\infty}^{F^{-1}(p)} z dF_Y(z) - 2\mu^{-1} \left[y[1 - p(y)] + \int_0^1 \int_{-\infty}^{F^{-1}(p)} z dF_Y(z) \right]$, em que μ é a média e

$p(y) = F_Y(y)$.

¹⁵ Para o Brasil, ver Scorzafave and Menezes-Filho (2006).

crianças para as decisões de participação. Como houve mudanças na participação das mulheres no mercado de trabalho brasileiro, as estimativas procuraram minimizar essa influência considerando que a decisão da mulher de se inserir no mercado de trabalho e a sua posterior remuneração são condicionadas pela presença de filhos¹⁶, por sua posição de principal provedora dos recursos financeiros da família (mulheres chefes de família)¹⁷, por ser casada¹⁸ e pela jornada estendida que desempenha na administração dos afazeres domésticos¹⁹. Além disso, a atração das mulheres para o mercado de trabalho foi propiciada pelo aumento dos anos de estudo.

Em muitos estudos é atribuído valor zero para a oferta de trabalho de indivíduos que não trabalham. Isso leva a estimativas inconsistentes dos parâmetros, já que não se observa quanto os indivíduos que não trabalham desejariam ofertar. Esse procedimento de estimação, através do MQO, também leva a estimativas inconsistentes (devido à seleção não-aleatória da amostra, o termo de erro passa a ser correlacionado com os regressores). Nesse sentido, adotou-se a estratégia de inserir-se um termo de correção para decisão das mulheres entrarem em atividades empreendedoras, a inversa da razão de Mills.

A teoria dos “superstars” (ROSEN, 1981) sugere que a análise de rendimentos médios de empreendedores serão fortemente influenciadas por um grande contingente de empreendedores de alta renda. Portanto, os rendimentos médios podem não caracterizar os retornos da maioria dos empreendedores. Desta forma, a análise é uma decomposição em idade-período-coorte sobre os salários para diferentes quantis e medidas distribucionais, como apresentado abaixo:

$$REND_{it}(v) = \alpha_0(v) + IDA_{it}\alpha_1(v) + PER_{it}\alpha_2(v) + COH_{it}\alpha_3(v) + \sum(COH_{it}^k \times EDUC_{it})\alpha_4^k(v) + \mathbf{Z}_{it}\boldsymbol{\beta}(v) + \varphi_{it}\gamma(v) + \varepsilon_{it}, \quad (10)$$

em que \mathbf{Z} é uma matriz com as características das trabalhadoras, como apresentado na Tabela 1, φ_{it} é termo de correção do viés de seleção e v representa a estatística distribucional de interesse, a saber: quantis, gini e variância.

Para tentar isolar o efeito coorte sobre os rendimentos do efeito dos retornos à escolaridade e da escolaridade em si, seguiu-se a sugestão de Boockmann and Steiner (2006) e considerou-se a interação entre estudo e coorte, uma vez que diferentes gerações possuem escolaridades distintas e a remuneração dessa característica produtiva pode variar de acordo com o perfil de escolaridade e o tamanho da coorte.

A dinâmica dos rendimentos das empreendedoras depende fundamentalmente do tipo de seleção que determina a escolha da atividade laboral da mulher (BORJAS AND BRONARS, 1989; HAMILTON, 2000). O tipo de seleção é determinada pelo sinal do coeficiente associado à variável de seletividade. As estimativas estatisticamente significativas foram, a saber: (i) negativas para as autônomas na média e em todos os quantis; (ii) negativa para as empregadoras informais no primeiro decil, e positiva para os demais quantis; e (iii) negativa para as empregadoras formais no primeiro decil, e positiva para o nono decil de renda. Dado esse resultado, encontrou-se que as mulheres por conta-própria e as empregadoras à esquerda da distribuição de rendimentos são negativamente selecionadas, enquanto as empregadoras nos últimos quantis são positivamente selecionadas. Isso implica, por exemplo, que o salário das autônomas em cada quantil é menor que o salário esperado para as empregadas se essas últimas fossem autônomas. De modo semelhante, as empreendedoras formais 10% mais ricas apresentam características natas e adquiridas que permitem que ganhem rendas superiores às empreendedoras não-formais se essas últimas fossem formais.

As estimativas dos atributos natos e adquiridos são significativas para o grupo com maiores níveis de renda (quantis $\tau = 0.50$ e $\tau = 0.90$) e para as medidas de disparidades dos rendimentos (índice de Gini e variância do logaritmo das rendas). Os resultados indicam que as mulheres brancas, as chefes de família e as casadas tendem, em média, a perceber maiores ganhos salariais. Também foi obtido que a relação com a experiência é côncava, e a presença de membros na família que são empreendedores está associado positivamente aos salários, apesar da magnitude dessa correlação ser baixa. As variáveis *dummy* de interação entre coorte e educação indicaram que as gerações mais novas apresentam um maior nível de escolaridade e isso se reflete sobre os salários. O resultado surpreendente diz respeito as variáveis *dummy* para faixas de estudo. Notou-se que as mulheres com maior número de anos de estudo completo perceberiam menores rendimentos. Este resultado pode estar associado a dois fenômenos, a saber: i) a dupla jornada de trabalho das mulheres; e ii) o expressivo crescimento da escolaridade média da população brasileira, principalmente entre as coortes mais recentes. Ao mesmo tempo que muitas mulheres participam de forma intermitente no mercado de trabalho e as exigências por qualificação são crescentes, os ganhos salariais dependerão fundamentalmente do equilíbrio resultante entre tempo dedicado aos afazeres domésticos, a presença de crianças com menos de 12 anos que demandam cuidados, a necessidade de investimento no negócio próprio e a demanda crescente por qualificação profissional. A soma desses muitos efeitos reduzem o tempo que as mulheres podem dedicar ao trabalho, gerando menor experiência e, por sua vez, menores rendimentos. Ou, a expansão da população com níveis crescentes de estudo, reduziu a importância deste fator, implicando em menores salários.

¹⁶ Em 1992, o número médio de filhos por família era de 2,95 e passou para 1,59 em 2015.

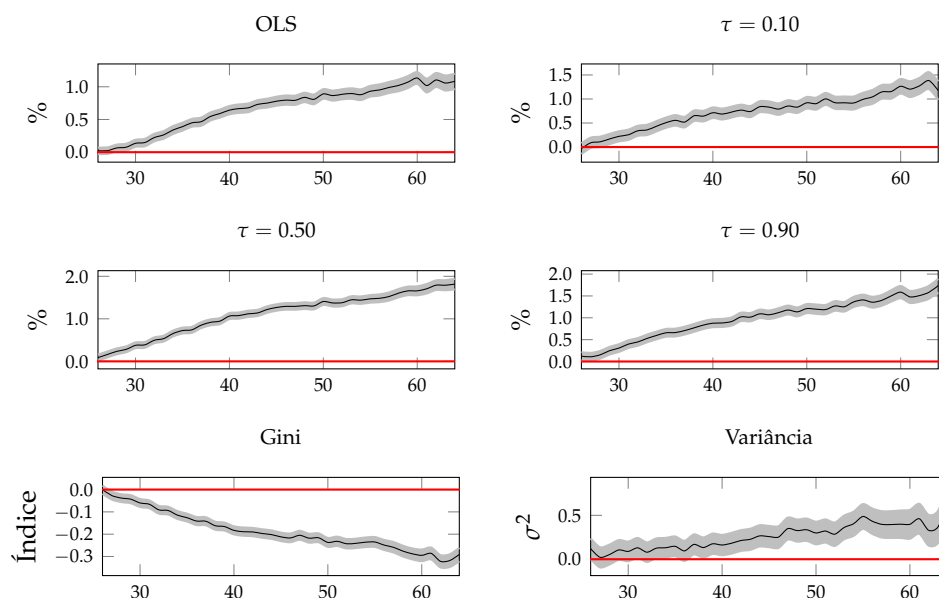
¹⁷ Entre 1992 e 2015, a proporção de mulheres chefes de família aumentou de 27,75% para 40,55%.

¹⁸ Entre 1992 e 2015, a proporção de mulheres casadas passou de 74,80% para 65,46%.

¹⁹ A proporção de mulheres que relataram cuidar dos afazeres domésticos permaneceu quase inalterada no período estudado, passando de 91,05% em 1992 para 91,70% em 2015.

O efeito idade para as mulheres autônomas para esse modelo está disposto na Figura 10. Nota-se que esse efeito idade é positivo e crescente sobre os rendimentos para toda a faixa etária considerada no estudo proposto aqui. Observa-se que a semielasticidade do rendimento em relação à idade é considerável para as mulheres autônomas, o que implica que as decisões acerca do ciclo de vida das mulheres são um fator importante no condicionamento da escolha sequencial de participar do mercado de trabalho e de quanto receber por seu trabalho. Ao mesmo tempo, percebe-se que esse efeito é menor à medida que desloca-se para a cauda direita da distribuição de rendimentos. Esses resultados corroboram a análise exploratória apresentada anteriormente, que mostrou uma maior participação das mulheres mais velhas à medida que percorremos o horizonte temporal entre 1992 e 2015, que tendem a apresentar, em média, maior experiência no mercado de trabalho.

Figura 10
Efeito idade para as mulheres autônomas



Nota: As linhas cheias indicam os efeitos de idade ao longo da escala de idade. As linhas tracejadas indicam os intervalos de confiança de 95% obtidos para as estimativas.

Fonte: Elaborado a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Kanbur (1982) e Hamilton (2000) enfatizam o papel da aversão ao risco nas decisões dos indivíduos em escolher por atividades empreendedoras, sugerindo que os autônomos e empregadores podem ganhar um prêmio de risco maior em decorrência da maior incerteza dos seus ganhos. Desse modo, a análise de outras medidas distribucionais permite uma melhor compreensão da dinâmica dos rendimentos das empreendedoras. A Figura 10 também revela que o efeito idade atua de forma negativa sobre a dinâmica da desigualdade de renda entre as empreendedoras autônomas, mas age positivamente sobre a dinâmica da dispersão de renda²⁰.

A Figura 11 mostra o efeito período suposto, sem o componente de tendência de longo prazo, sobre os rendimentos²¹. Os efeitos ano são gerados a partir das variáveis *dummy* de tempo com os ajustes descritos na equação (1). O objetivo desse efeito é avaliar como o rendimento das mulheres empreendedoras responde ao ciclo econômico, uma vez que a estratégia proposta por Deaton (1997) expurga os efeitos de tendência e revela o comportamento cíclico. Merece destaque o fato de para outros países, o efeito ano não é importante, mas Soares and Gonzaga (1999) alegam, entretanto, que é relevante. Esses efeitos de período estão associados à conjuntura econômica e ao padrão de crescimento econômico, fatores fora do escopo da análise deste estudo.

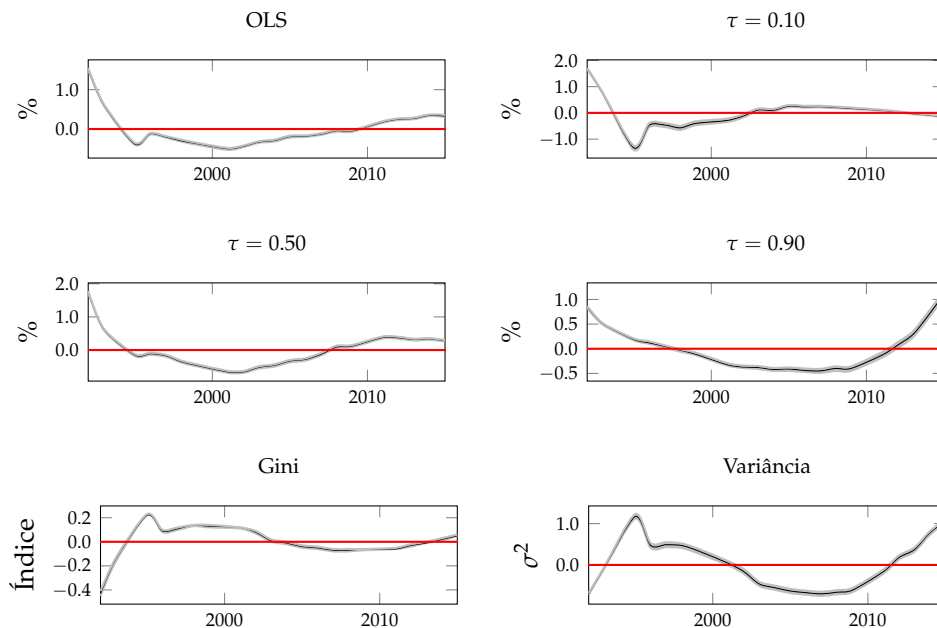
A estimativa do efeito período para a média (OLS) mostra que as condições econômicas atuaram de forma a contribuir cada vez menos na composição da taxa de salários ao longo do horizonte temporal estudado. Esta tendência é percebida quando se observa o primeiro quantil ($\tau = 0.10$), indicando que o rendimento das mulheres por conta própria apresentava um comportamento cíclico após o período de estabilização macroeconômica e passou a ser acíclico após meados da década de 2000.

Por sua vez, o efeito ano sobre a evolução dos salários das mulheres autônomas para a mediana revela uma dinâmica semelhante daquela observada para as mulheres à esquerda na distribuição de renda. Nesse caso, o efeito período foi negativo entre 1995 e 2007, mas a partir de 2003 essa correlação negativa foi sendo paulatinamente reduzida. Após 2008, essa associação foi ligeiramente positiva e atingiu um máximo em 2011 e declinou posteriormente. Esse movimento coincide com o período de forte expansão da economia brasileira (2003-2008) e sua posterior desaceleração. Apesar do sinal do efeito, o rendimento das autônomas brasileiras

²⁰ É necessário evitar o uso de variância dos logaritmos das rendas como medida de desigualdade *stricto sensu*, porque ela não obedece à condição de Pigou-Dalton. Assim, refere-se a ela como medida de dispersão da renda.

²¹ O período 1, P_1^* , é recuperado como $P_1^* = -P_2^* - \sum_{t=3}^T P_t^*$; o período 2, P_2^* , como $P_2^* = -\sum_{t=3}^T (t-1)P_t^*$.

Figura 11
Efeito período para as mulheres autônomas



Nota: As linhas cheias indicam os efeitos de período ao longo da escala de anos. As linhas tracejadas indicam os intervalos de confiança de 95% obtidos para as estimativas.

Fonte: Elaborado a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

parece ser pró-cíclico, isto é, acompanha o comportamento do PIB brasileiro. Como os serviços desempenhados pelas mulheres por conta própria são, de forma geral, de baixa produtividade, uma vez que o grau de educação formal detido por essas mulheres é baixo em comparação à média, esperaria-se por esse comportamento cíclico.

O grupo de autônomas no 9º decil de renda apresenta uma relação com o efeito ano em formato de “U”, em que as condições macroeconômicas impactaram no sentido de reduzir os salários entre 1998 e 2011. Após esse ano, o efeito período contribuiu para o crescimento dos rendimentos. Essa evidência parece indicar que esse segmento de mulheres tem uma maior habilidade para atenuar condições econômicas adversas. Em momentos de crise, espera-se que as empreendedoras com maior produtividade tenham maior capacidade de identificar os períodos de desaceleração da economia e, assim, adotem estratégias que minimizem seus efeitos deletérios.

O efeito ano sobre a desigualdade de renda e a dispersão dos salários (variância) entre as autônomas mostra que as circunstâncias macroeconômicas favoreceram a redução das disparidades salariais entre empreendedoras por conta própria entre 2005 e 2011. Porém, ao observar-se a Figura 11, nota-se que a magnitude desse efeito é muito baixa, sugerindo que o ciclo econômico perdeu espaço como atenuador das discrepâncias salariais. Esse resultado pode estar associado com a piora do cenário econômico após a crise de 2008 e seus reflexos a partir de 2010, a despeito de uma queda consistente na desigualdade de renda e na dispersão da renda para as autônomas: o índice de Gini variou de 0,5875 em 1992 para 0,4813 em 2015; a variância do logaritmo das rendas era 1,054 em 1992 e passou para 0,7213 em 2015.

A variável de coorte atua como um suporte para uma variedade de fenômenos plausíveis de gerações específicas. Easterlin (1961), Welch (1979) e Heckman and Robb (1985) sugerem que os trabalhadores nascidos em uma coorte grande têm uma desvantagem econômica ao longo de suas carreiras (e inversamente para aqueles nascidos em coortes pequenas)²². As diferenças nas condições iniciais do mercado de trabalho – decorrentes, por exemplo, das variações no tamanho da coorte ou das flutuações no ciclo econômico – podem induzir persistentes diferenças salariais entre as coortes. Os autores também argumentam que os trabalhadores de uma coorte têm expectativas diferentes sobre o mercado de trabalho e, portanto, podem perseguir carreiras e ter planos diferentes (por exemplo, os trabalhadores da geração *baby boomers* podem ser otimistas enquanto os trabalhadores criados entre o fim da década de 1980 e início da década de 1990 são mais pragmáticos). Uma variedade de outros fenômenos específicos de coorte podem ser sugeridos.

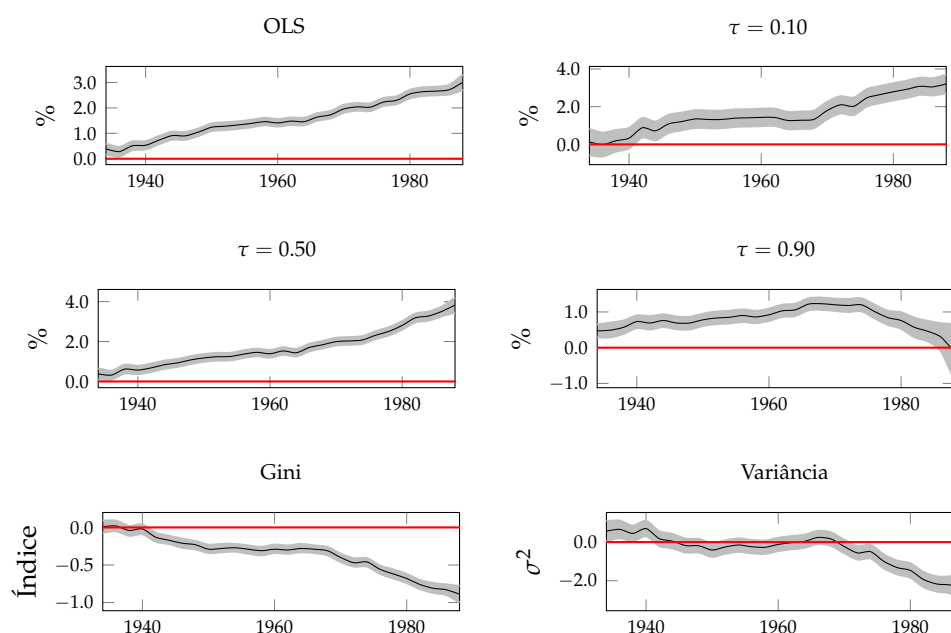
Assim, espera-se que os rendimentos possam responder às condições institucionais, culturais, políticas e tecnológicas que condicionam as estruturas do mercado de trabalho. Disso decorre que é importante analisar a dinâmica dos rendimentos das autônomas ao longo das diferentes gerações – efeito coorte. Uma vantagem dessa covariável é que ela compara indivíduos que nasceram no mesmo ano e que estão sujeitos a conjuntos informacionais idênticos. Uma potencial desvantagem é que ignora quaisquer diferenças na experiência no mercado de trabalho entre pessoas da mesma geração que têm distintos níveis de escolaridade. As condições econômicas iniciais nas

²² Estudos sugerem que as condições econômicas prevalentes no momento em que os trabalhadores entram no mercado de trabalho afetam significativamente os seus rendimentos (BLOOM AND FREEMAN, 1986; WELCH, 1979)

quais os trabalhadores são expostos afetam as suas oportunidades para acumular conhecimento e aumentar suas competências e habilidades e, portanto, têm um impacto persistente sobre a performance individual no mercado de trabalho. Contorna-se essa limitação interagindo-se as variáveis *dummy* indicadoras da coorte com as variáveis *dummy* de educação, seguindo proposta de Boockmann and Steiner (2006) e de Jacinto and Ribeiro (2015)²³.

As estimativas do efeito coorte para as autônomas estão dispostas graficamente na Figura 12. Observa-se que, de forma similar ao efeito idade, a associação entre os rendimentos e as gerações é positiva para as empreendedoras por conta própria. Ao mesmo tempo, semelhante ao prêmio salarial associado ao perfil etário, as gerações mais novas apresentam maiores ganhos monetários, mas são decrescentes à medida que se analisa a dinâmica salarial dos quantis à direita da distribuição de renda. Inclusive a correlação é nula para as mulheres que nasceram a partir dos anos 1980 e que se encontram entre as 10% com maior remuneração. As oportunidades com que se defrontaram o grupo de mulheres das gerações mais recentes e que possuíam um nível de renda alto, comparado à média dos ganhos das autônomas, permitiu que muitas mudassem de segmento de trabalho, transitando para atividades formais e postos de trabalho com melhor remuneração. Esse resultado está em consonância com o observado na seção 2, que destaca: i) a redução da participação por faixa etária entre 1992 e 2015; e ii) uma menor inserção das coortes mais jovens.

Figura 12
Efeito coorte para as mulheres autônomas



Nota: As linhas cheias indicam os efeitos de coorte ao longo da escala de gerações. As linhas tracejadas indicam os intervalos de confiança de 95% obtidos para as estimativas.

Fonte: Elaborado a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Ainda, o efeito coorte contribuiu na redução da desigualdade e na dispersão da renda, sendo o efeito pronunciado para a gerações nascidas a partir de meados da década de 1970. Isto posto, as mudanças ocorridas na sociedade nos últimos 50 anos modificaram fundamentalmente o papel da mulher, entre outros aspectos, no mercado de trabalho. Essa alteração gerou novas oportunidades para as mulheres no tocante à sua inserção profissional e permitiu que ocorresse uma redução das disparidades entre o grupo de autônomas.

Observa-se novamente que para as empregadoras informais (mulheres proprietárias de pequenos negócios com até cinco empregados), o perfil etário indica que as mulheres mais velhas ganham relativamente mais que as mulheres mais jovens, principalmente entre o conjunto de mulheres à direita da distribuição de rendimentos. Todavia, a idade não tem influência sobre o grupo com menor nível de renda.

Contudo, quando comparado ao grupo de autônomas, o efeito idade apresentou uma maior correlação com a desigualdade e a dispersão de renda. Disso decorre que as mudanças que são próprias do perfil etário agiram com maior impacto sobre as disparidades salariais e pode estar associado o maior nível educacional observado para as empregadoras informais. Isto é, o maior grau de instrução está associado com uma maior produtividade. Os resultados das regressões mostraram que somente a variável *dummy* indicadora para o grupo com 12 anos ou mais de estudo completo foi estatisticamente significativa e negativa sobre o índice de Gini, e a média de educação desse grupo foi de 11 anos. Desse modo, as diferenças educacionais atuaram no sentido de aumentar as discrepâncias de renda.

Quando se analisa como o rendimento das empregadoras informais responde às flutuações econômicas de curto prazo, encontra-se um padrão semelhante ao observado para as mulheres que trabalham por conta própria. Os efeitos pró-acíclicos, em boa parte do período analisado, para todas as estatísticas distribucionais, podem estar

²³ As estimativas dessas interações podem ser solicitadas junto aos autores.

associados ao ambiente macroeconômico pós-implementação do Plano Real e flexibilização do câmbio. Com a crise de 2008 e seus reflexos nos anos seguintes, houve aumento da taxa de desemprego e da taxa de subutilização da força de trabalho e uma manutenção do nível de renda. Essa nova conjuntura permitiu o recrudescimento de atividades informais por um curto período de tempo.

Ao mesmo tempo, notou-se que o efeito ano estava negativamente correlacionado com as disparidades salariais (desigualdade e dispersão) até 2008, sendo positiva posteriormente e terminando o período próximo a zero. Com a estabilização das condições econômicas, o incentivo à formalização permitiu que as mulheres com um maior nível de renda migrassem para atividades com registro legal e, ao final, o grupo que permaneceu como empregadora informal era mais homogêneo em seus rendimentos.

Por fim, a variação salarial responde fracamente às mudanças que acompanharam as gerações. Vale observar que a correlação com os rendimentos é significativa para as gerações mais novas à medida que se desloca para a direita na distribuição de renda. O efeito coorte passa a ser praticamente nulo em quase todas as gerações, corroborando o resultado de que o efeito geracional não afeta o crescimento da renda das proprietárias de pequenos negócios.

Quando se observa como o ciclo de vida das empreendedoras formais (mais de cinco empregados) está relacionado aos ganhos monetários, nota-se uma ampliação do intervalo de confiança, decorrente do menor número de mulheres nesse segmento. Ainda assim, observa-se que à medida que a idade aumenta, os ganhos são maiores para as mulheres que se concentram na mediana e acima. Para aquelas que obtêm um baixo retorno salarial, apesar de não ser estatisticamente significativo, o efeito idade é negativo. Como a dispersão salarial desse segmento formal da economia é maior comparado a outras atividades formais, e mesmo informais, encontra-se uma relação positiva com as medidas de disparidade salarial.

O efeito ano suposto, após a retirada da tendência de longo prazo, sobre os rendimentos das empreendedoras formais apresenta resultados interessantes. Embora os anos de 1992 e de 1993 e o período final para os últimos quantis ($\tau = 0.90$) se destaquem, descontados os efeitos de idade e coorte, vale notar que a escala da variável é bem pequena, não chegando a 1% em qualquer ano. Isto posto, a evolução dos retornos monetários é pouco influenciada pelas condições econômicas de curto prazo.

O efeito coorte sobre os salários das empreendedoras formais é positivo e ligeiramente crescente. Caso seja considerado o intervalo de confiança, vê-se que ele inclui o valor zero. Nesse sentido, estatisticamente esse efeito não é diferente de zero. Resultado semelhante é obtido para as mulheres no 9º de renda. O comportamento desse efeito ao longo das coortes mostra-se significativo apenas para aquelas que se concentram em torno da mediana. Ademais, apesar de reduzir as diferenças de rendimento para as coortes mais novas *vis-à-vis* as mais antigas, esse efeito é estatisticamente idêntico a zero, com pouquíssimas exceções.

5 Discussão

A intersecção entre o empreendedorismo e o aumento da participação da mulher no mercado de trabalho mostra-se frutífera. As atividades empreendedoras, de forma geral, demonstram ser mais flexíveis no ambiente de trabalho, na carga de trabalho e no horário para a realização das diversas funções exigidas pelo ramo de atividade, permitindo que as mulheres ocupem espaços antes majoritariamente masculinos. A partir disso, este trabalho procura analisar a evolução dos rendimentos das empreendedoras. Para tanto, o presente trabalho separa as empreendedoras em três grupos: i) as autônomas (*self-employed*) e ii) as empregadoras com até cinco empregados, que constituem o setor informal deste segmento do mercado de trabalho, e iii) as empregadoras com mais de cinco funcionários, representando o lado formal do empreendedorismo.

Como não dispõe-se de uma base de dados que permita o acompanhamento longitudinal de empreendedoras, utilizaram-se dados em *cross section* dos levantamentos da PNAD para os últimos 24 anos. No Brasil é possível acompanhar os indivíduos por um curto período de tempo por meio dos painéis rotativos da Pesquisa Mensal de Emprego. Contudo, esta última só apresenta uniformidade em sua metodologia a partir de março de 2002, inviabilizando a análise para períodos de tempo mais longos e que foram caracterizados por importantes mudanças macroeconômicas, sociais, educacionais e institucionais. Para contornar esta limitação se adotou a estratégia de coortes. Os dados são empilhados (*pooling*) e é possível decompor a dinâmica dos ganhos monetários em dois conjuntos de características observáveis: i) os atributos individuais; e ii) os efeitos idade, período e coorte. Para evitar a perfeita multicolinearidade decorrente dependência linear entre os efeitos, é necessário impor uma estratégia de identificação. A literatura sobre modelos do tipo idade-período-coorte sugere diferentes alternativas. Como o objetivo é identificar efeitos de longo prazo tanto do perfil etário das mulheres quanto das gerações a que pertencem, foi empregado a proposta sugerida por [Deaton and Paxson \(1994\)](#) e por [Deaton \(1997\)](#). Assim, deve-se ter em mente que os efeitos idade e coorte incluem um componente de tendência. Finalmente, [Hamilton \(2000\)](#) apresenta uma ampla discussão sobre o tema dos rendimentos das empreendedoras e argumenta que analisar o perfil do empreendedor médio constituiu um erro, gerando estimativas viesadas e conclusões equivocadas. Por conseguinte, os salários são “decompostos” em diferentes estatísticas distribucionais, permitindo uma análise não somente para distintos quantis, o que soluciona o problema apresentado acima, mas também para medidas de dispersão da renda.

Os resultados apresentaram evidências reveladoras. A evolução do rendimento das empreendedoras em atividades por conta própria foi influenciada pelos três efeitos – idade, período e coorte. A sua presença significa que a aparente estabilidade do nível de renda, ao longo dos últimos 24 anos, pode ser interpretada como resultado

de uma compensação dos diversos efeitos, o que pode ter implicações importantes para a dinâmica futura do rendimento desse segmento do setor informal.

O resultado obtido para a idade é esperado. O estudo de [Weizsäcker \(1993\)](#) parte de uma versão simplificada da equação minceriana para mostrar que, tendo o rendimento do trabalho um componente de natureza estocástica, a dispersão salarial do indivíduo deve aumentar de acordo com a experiência que esse possui no mercado de trabalho. Desse modo, como a experiência no mercado é uma função crescente da idade, seria natural uma dispersão salarial mais elevada em indivíduos de idade mais avançada. As estimativas para diferentes quantis e a medida de dispersão (variância dos logaritmos dos rendimentos) corroboram esta predição.

No tocante ao efeito coorte se observa, também, uma associação positiva com os ganhos das autônomas. Como observado anteriormente, as gerações mais novas estão entrando no mercado de trabalho com um maior nível de educação formal. O perfil de escolaridade do empreendedor brasileiro mudou entre gerações. Os dados mostram que, na coorte de 1934, a porcentagem de mulheres empreendedoras que cursaram somente até o ensino primário era cerca de 74%, ao passo que, na coorte de 1984, esse número caiu para cerca de 33%. Em contrapartida, a frequência da geração de 1984 no nível médio de escolaridade é quase 40% acima da verificada entre autônomas da coorte de 1934. Assim, os maiores rendimentos decorrem da maior produtividade das gerações mais recentes, que acumulam mais capital humano, permitindo inclusive reduzir fortemente as disparidades de renda.

Observa-se que, independentemente dos efeitos idade e coorte, existem períodos, como os anos de 1993 e 2015, que apresentam forte efeito cíclico. Esse efeito exprime inflação observada nesses anos que, ao elevar a magnitude dos rendimentos nominais, provoca também uma dispersão maior dos rendimentos reais.

Quando se analisa o grupo de empregadoras informais, com rendimento intermediário entre as empreendedoras por conta própria e as empregadoras formais, observa-se a importância do perfil etário como fator associado aos salários. Isto posto, a produtividade inerente a acumulação de capital humano se traduz em maiores rendimentos. Simultaneamente, está associado com as disparidades crescentes ao longo da distribuição de idade. Os efeitos ano, que capturam movimentos de curto prazo na economia, tendem a indicar um comportamento contracíclico até meados da década de 2000 e passam a ser quase acíclico a partir de 2005. As mudanças geracionais, por sua vez, parecem contribuir apenas na atenuação das diferenças de renda entre as empregadoras informais.

Por fim, a dinâmica da renda das empreendedoras formais foi dirigida praticamente pelas características associadas ao perfil etário, ou seja, o crescimento da renda advém da expansão da escolarização no Brasil nas últimas décadas, que permitiu o crescimento da produtividade. O efeito coorte só foi significativo para a mediana e é constante para as gerações entre 1934 e 1988. De fato, no Brasil, desde 1994, não é constatado nenhum choque conjuntural expressivo (positivo ou negativo) que cause uma mudança brusca no patamar do rendimento das empregadoras com mais de cinco funcionários. Dessa forma, o aumento dos rendimentos, pode estar mais ligado a uma tendência de mudança da própria idade do que de mudança no ambiente político-econômico.

6 Considerações Finais

Na literatura teórica formal, pelo menos até muito recentemente, somente Joseph Schumpeter e, até certo ponto, Frank Knight conseguiram dar destaque a figura do empreendedor. Há muito tempo se reconhece que a função empreendedora é um componente vital no processo de crescimento da produção e da produtividade. Evidências empíricas recentes parecem confirmar essa visão. Por exemplo, a maioria dos estudos empíricos sobre a natureza da função de produção concluiu que a acumulação de capital e a expansão da força de trabalho não explicam uma proporção substancial do crescimento histórico da economia. Assim, [Solow \(1957, p. 320\)](#) sugeriu com base nos dados americanos para o período 1909–1949 que “a produção bruta por hora-homem dobrou ao longo do intervalo, com 87,5 por cento do aumento atribuível à mudança técnica e os 12,5 por cento restantes pelo aumento da utilização de capital”. Mas qualquer inovação, seja ela puramente tecnológica ou que constitua uma modificação no modo como uma indústria é organizada, exigirá iniciativa empresarial na sua introdução. Assim, ao se ignorar o empreendedor impede-se de contabilizar-se plenamente uma proporção muito substancial do crescimento econômico histórico.

Se o objetivo é explicar o sucesso das economias que conseguiram crescer significativamente, em comparação com as que se mantiveram relativamente estagnadas, é difícil fazê-lo sem levar em consideração as diferenças na disponibilidade de talento empreendedor e nos mecanismos motivacionais que os conduzem. O empreendedor também tem um lugar de destaque nesse processo. Por exemplo, a sua ausência é por vezes citada como uma fonte significativa das dificuldades de uma indústria em declínio e, por conseguinte, o setor. Desse modo, análises de problemas macroeconômicos e problemas microeconômicos oferecem um lugar substancial para ele.

Um tema importante na agenda de pesquisa sobre empreendedorismo é a diferença de gênero entre homens e mulheres empreendedoras. Há consenso na literatura de que, por uma variedade de razões, as mulheres enfrentam oportunidades e restrições diferentes no empreendedorismo dos que os homens. E que estes aspectos afetam a sua participação e o desempenho no empreendedorismo. É justamente pelo lado microeconômico que se abordou a discussão neste artigo.

O trabalho aqui proposto teve por objetivo entender quais os fatores associados ao desempenho monetário das mulheres empreendedoras no Brasil para o período 1992–2015. Para cumprir esse objetivo utilizaram-se os microdados da PNAD e uma análise de regressão que incluiu os efeitos idade, período e coorte. Os resultados identificam os efeitos coorte pela imposição da hipótese de exclusão de efeitos de longo prazo nos efeitos período.

Esta hipótese, popularizada por [Deaton and Paxson \(1994\)](#) e por [Deaton \(1997\)](#), não é a única ou a mais robusta, mas é adequada ao problema aqui proposto.

Como sugerido por [Hamilton \(2000\)](#), com base em [Rosen \(1981\)](#), a investigação dos rendimentos médios das empreendedoras geraria resultados equivocados, uma vez que esse segmento do mercado de trabalho apresenta elevada dispersão dos ganhos. Neste sentido, empregou-se o método desenvolvido por [Firpo et al. \(2009\)](#), que permite o cômputo dos fatores relacionados aos rendimentos monetários para diversas estatísticas distribucionais.

As evidências obtidas indicam que os atributos natos e os adquiridos têm uma importância menor na evolução dos rendimentos, com exceção do nível educacional. Este último age sobre os salários de forma a reduzi-los. Apesar de ser um contrassenso, a dupla jornada da mulher impõe uma limitação de tempo, e a qualificação educacional reduz o tempo dedicado ao mercado de trabalho. Como a experiência profissional é menor, as competências adquiridas pelas mulheres não são aprimoradas pelo mercado de trabalho. Este resultado é corroborado pela baixa correlação entre experiência e retorno monetário. A esse mecanismo de transmissão pode-se somar o decréscimo da importância relativa do fator escolaridade em decorrência de sua forte expansão para as coortes mais recentes.

Por seu turno, o efeito idade mostrou-se, de forma geral, relevante para compreender a dinâmica dos rendimentos das empreendedoras brasileiras. As estimativas apontaram que as mudanças próprias do perfil etário, como o acúmulo de capital humano e maior produtividade, “guiaram” a direção dos salários. Também atuaram no sentido de expandir as desigualdades salariais, resultado esperado de acordo com a teoria do capital humano ([WEIZSÄCKER, 1993](#)). O efeito coorte demonstrou ser importante para as autônomas. As mudanças observadas na sociedade nas últimas décadas permitiram que as mulheres tivessem maior independência no mercado de trabalho, possibilitando que elas tentassem obter renda sendo suas próprias chefes. Inclusive, o efeito geracional alterou o padrão de dispersão salarial. Por fim, o efeito ano capturou movimentos econômicos de curto prazo, como a implementação do Plano Real e a crise econômica dos últimos anos.

7 Bibliografia

- Ñopo, H. and Valenzuela, P. (2007). Becoming an entrepreneur. Inter-American Development Bank, Research Department, No. 605.
- Andersson, P. and Wadensjö, E. (2006). Employees who become self-employed: do labour income and wages have an impact? IZA Discussion Papers, No. 1971.
- Baumol, W. J. (1968). Entrepreneurship in Economic Theory. *The American economic review*, 58(2):64–71.
- Blanchflower, D. G. (2000). Self-employment in oecd countries. *Labour economics*, 7(5):471–505.
- Blanchflower, D. G. and Oswald, A. J. (1998). What makes an entrepreneur? *Journal of labor Economics*, 16(1):26–60.
- Bloom, D. E. and Freeman, R. B. (1986). The “Youth Problem”: Age or Generational Crowding? NBER Working Paper No. 1829.
- Boockmann, B. and Steiner, V. (2006). Cohort Effects and the Returns to Education in West Germany. *Applied Economics*, 38(10):1135–1152.
- Borjas, G. J. and Bronars, S. G. (1989). Consumer Discrimination and Self-Employment. *Journal of Political Economy*, 97(3):581–605.
- Card, D. and Lemieux, T. (2001). Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis. *Quarterly Journal of Economics*, 116(2):705–745.
- Caucutt, E. M., Guner, N., and Knowles, J. (2002). Why do Women Wait? Matching, Wage Inequality, and the Incentives for Fertility Delay. *Review of Economic Dynamics*, 5(4):815–855.
- Corseuil, C. H. and Foguel, M. N. (2002). Uma Sugestão de Deflatores para Rendas Obtidas a partir de Algumas Pesquisas Domiciliares do IBGE. IPEA: Texto para Discussão 897.
- Deaton, A. (1997). *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*. World Bank Publications.
- Deaton, A. and Paxson, C. (1994). Saving, Growth and Aging in Taiwan. In Wise, D., editor, *Studies in the Economics of Aging*. Chicago: University of Chicago Press.
- Easterlin, R. (1961). The American Baby Boom in Historical Perspective. *American Economic Review*, 51(1):869–911.
- Faria, J. R., Cuestas, J. C., and Gil-Alana, L. A. (2009). Unemployment and entrepreneurship: A cyclical relation? *Economics Letters*, 105(3):318–320.
- Firpo, S., Fortin, N. M., and Lemieux, T. (2009). Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, 77(3):953–973.

- Firpo, S. P., Gonzaga, G., and Narita, R. (2003). Decomposição da Evolução da Desigualdade de Renda no Brasil em Efeitos Idade, Período e Coorte. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 33(2):211–252.
- Furdas, M. D. and Kohn, K. (2002). What's the difference?! gender, personality, and the propensity to start a business. IZA Discussion Papers, No. 4778.
- Gonzaga, G., Machado, A. F., and Machado, D. C. (2003). Horas de Trabalho: Efeitos Idade, Período e Coorte. Departamento de Economia, PUC-Rio: Texto para Discussão 473.
- Greenwood, J. and Seshadri, A. (2002). Technological Progress and Economic Transformation. University of Rochester Economic davant garde Research Report 3.
- Greenwood, J., Seshadri, A., and Yorukoglu, M. (2005). Engines of Liberation. *The Review of Economic Studies*, 72(1):109–133.
- Grilo, I. and Thurik, A. (2006). Entrepreneurship, growth, and innovation. In Santarelli, E., editor, *Entrepreneurship in the old and new Europe*, volume 1. Springer.
- Hamilton, B. H. (2000). Does Entrepreneurship Pay? An Empirical Analysis of the Returns to Self-Employment. *Journal of Political Economy*, 108(3):604–631.
- Hartog, J., Van Praag, M., and Van Der Sluis, J. (2010). If you are so smart, why aren't you an entrepreneur? returns to cognitive and social ability: Entrepreneurs versus employees. *Journal of Economics & Management Strategy*, 19(4):947–989.
- Heckman, J. and Robb, R. (1985). Using Longitudinal Data to Estimate Age, Period and Cohort Effects in Earnings Equations. In Mason, W. M. and Fienberg, S. E., editors, *Cohort Analysis in Social Research*, pages 137–150. Springer.
- Hoynes, H. W., Miller, D. L., and Schaller, J. (2012). Who Suffers During Recessions? NBER Working Paper No. 17951.
- Jacinto, P. A. and Ribeiro, E. P. (2015). Crescimento e Envelhecimento Populacional Brasileiro: Menos Trabalhadores e Ttrabalhadores Mais Produtivos? *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 45(2):177–217.
- Jones, L. E., Manuelli, R. E., and McGrattan, E. R. (2003). Why Are Married Women Working so Much? Federal Reserve Bank of Minneapolis Staff Report 317.
- Kanbur, S. M. R. (1982). Entrepreneurial Risk Taking, Inequality, and Public Policy: An Application of Inequality Decomposition Analysis to the General Equilibrium Effects of Progressive Taxation. *Journal of Political Economy*, 90(1):1–21.
- Korpysa, J. (2010). Factors determining entrepreneurship among societies of central and eastern europe. *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*, 3(1):33–46.
- Lazear, E. P. (2005). Entrepreneurship. *Journal of Labor Economics*, 23(4):649–680.
- Lucas Jr, R. E. (1978). On the size distribution of business firms. *The Bell Journal of Economics*, 9(2):508–523.
- McKenzie, D. J. (2006). Disentangling Age, Cohort and Time Effects in the Additive Model. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(4):473–495.
- Moog, P. and Backes-Gellner, U. (2009). Social capital and the willingness to become self-employed: Is there a difference between women and men? *International Studies of Management & Organization*, 39(2):33–64.
- Nascimento Silva, P. L. d. N., Pessoa, D. G. C., and Lila, M. F. (2002). Statistical Analysis of Data from PNAD: Incorporating the Sample Design. *Ciência & Saúde Coletiva*, 7(4):659–670.
- Olivetti, C. (2006). Changes in Women's Hours of Marketwork: The Role of Returns to Experience. *Review of Economic Dynamics*, 9(4):557–587.
- Oreopoulos, P., Till, v. W., and Andrew, H. (2012). The Short-and Long-Term Career Effects of Graduating in a Recession. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(1):1–29.
- Parker, S. C. (2009). *The economics of entrepreneurship*. Cambridge University Press.
- Parker, S. C. and Van Praag, C. M. (2006). Schooling, capital constraints, and entrepreneurial performance: The endogenous triangle. *Journal of Business & Economic Statistics*, 24(4):416–431.
- Reis, M. C. and Gonzaga, G. (2006). Desemprego e Qualificação: Uma Análise dos Efeitos Idade, Período e Coorte. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 36(3):367–412.

- Rosen, S. (1981). The Economics of Superstars. *American Economic Review*, 71(5):845–858.
- Sachsida, A., Loureiro, P. R. A., and Mendonça, M. J. C. d. (2004). Um Estudo Sobre Retorno em Escolaridade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 58(2):249–265.
- Schmieder, J. F. and Till, V. W. (2010). Does Wage Persistence Matter for Employment Fluctuations? Evidence from Displaced Workers. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(3):1–21.
- Scorzafave, L. G. and Menezes-Filho, N. (2006). Caracterização da Participação Feminina no Mercado de Trabalho: Uma Análise de Decomposição. *Economia Aplicada*, 10(1):41–55.
- Silva, O. (2007). The jack-of-all-trades entrepreneur: Innate talent or acquired skill? *Economics letters*, 97(2):118–123.
- Soares, R. R. and Gonzaga, G. (1999). Determinação de Salários no Brasil: Dualidade ou Não-Linearidade no Retorno à Educação? *Revista de Econometria*, 19(2):367–404.
- Solow, R. M. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *Review of Economics and Statistics*, 39(3):312–320.
- Suliano, D. C. and Siqueira, M. L. (2012). Retornos da Educação no Brasil em Âmbito Regional Considerando um Ambiente de Menor Desigualdade. *Economia Aplicada*, 16(1):137–165.
- Teixeira, W. M. and Menezes-Filho, N. A. (2012). Estimando o Retorno à Educação do Brasil Considerando a Legislação Educacional Brasileira como um Instrumento. *Revista de Economia Política*, 32(3):479–496.
- Verheul, I., Stel, A. V., and Thurik, R. (2006). Explaining female and male entrepreneurship at the country level. *Entrepreneurship and regional development*, 18(2):151–183.
- Weizsäcker, R. (1993). *A Theory of Earnings Distribution*. Cambridge University Press.
- Welch, F. (1979). Effects of Cohort Size on Earnings: The Baby Boom Babies' Financial Bust. *Journal of Political Economy*, 87(5):S65–S97.