

CASAMENTO: PENALIZAÇÃO SALARIAL PARA AS MULHERES E PRÊMIO PARA OS HOMENS

Paola Faria Lucas de Souza (CAEN-UFC)

João Mário Santos França (CAEN-UFC)

RESUMO: Defende-se a tese de que o casamento gera um bônus salarial para o homem e uma penalização salarial para as mulheres, desta forma funcionando como um aumentador de diferenças salariais de gênero. Adicionalmente, argumenta-se que este comportamento varia pela distribuição salarial e que, a forma mais adequada de isolar efeitos do casamento sobre salários deve excluir quaisquer diferenças de atributos entre casados e não casados. Para ter inferências sobre isto foram utilizadas a decomposição do índice de T-Theil, regressões quantílicas não condicionais (por RIF) e as decomposições de Oaxaca-Blinder (1973) e Firpo, Fortin e Lemieux (2009). A base de dados usada foi a PNAD de 2014 e os principais resultados encontrados são: i) há um prêmio matrimonial para os homens; ii) há uma penalização salarial para as mulheres; iii) não há indícios de que a divisão do trabalho doméstico justifique maiores rendimentos para os homens; iv) há indícios de discriminação contra homens solteiros no mercado de trabalho e discriminação contra a mulher casada no mercado de trabalho; v) a penalização salarial do casamento para as mulheres é maior para as mais ricas; vi) a bonificação salarial é maior para os homens mais ricos; vii) o estado civil solteiro é o pior em termos salariais para os homens; viii) o estado civil casada é o pior em termos salariais para as mulheres.

Existem configurações familiares importantes na definição dos rendimentos de seus componentes. Uma destas configurações é aquela que pode ser definida pelo casamento, o mercado de trabalho parece ter uma visão diferente quanto a pessoas casadas e solteiras, o que influencia seus salários. A literatura que estuda este tema é basicamente a de *marriage wage premium* (ver Hill (1979), Muniz e Rios-Neto (2002), Chiodo e Owyang (2002), Chun e Lee (2001), Becker (1991), Adler e Öner (2013), Bardasi e Taylor (2005), Bellas (1992), Becker (1985), Cornwell e Rubert (2007) e Ribar (2004).)), a qual destaca de forma consensual um prêmio salarial para os homens quanto ao casamento, porém para as mulheres não há um consenso sendo os efeitos insignificantes ou negativos.

Uma pergunta, a partir daí poderia surgir: mas por que os homens casados ganham mais que os solteiros e por que o efeito contrário ou insignificante para as mulheres? A resposta pode ser encontrada em vários fatores, exaustivamente estudados na literatura internacional (ver Ribar (2004), Chun e Lee (2001)). Dentre estes fatores, não há um consenso, porém salienta-se os seguintes para os homens: a divisão do trabalho doméstico, o qual gera maior produtividade para eles (ver Hill (1979), Korenman e Neumark (1992), Ribar (2004)); uma melhor conceituação pelos empregadores aos casados, o que leva a uma discriminação aos solteiros (ver Chiodo e Owyang (2002), Ribar (2004)); a seletividade, em que os homens com maiores ganhos potenciais também tem características mais bem vistas no mercado matrimonial

(ver Muniz e Rios-Neto (2002), Chiodo e Owyang (2002), Chun e Lee (2000), Nakosteen e Zimmer (1987), Browning, Chiappori e Weiss (2011), Adler e Öner (2013)); efeito de sorting de ocupações, onde os homens em ocupações melhores são mais bem vistos para o casamento, o chamado “*doctor effect*” por Adler e Öner (2013). Já para as mulheres há o argumento de que estas se especializam em trabalho doméstico, e ainda que o mercado de trabalho discrimina mulheres casadas lhes oferecendo menores salários.

Adicionalmente salienta-se a pouca literatura no Brasil sobre o tema, a despeito do prêmio matrimonial se estudado internacionalmente em grande escala passando por pelos trabalhos de Hill (1979), Ribar (2004) e Adler e Öner (2013). Porém, para o Brasil a literatura sobre o tema traz principalmente as contribuições de Madalozzo e Gomes (2011) e Muniz e Rios-Neto (2002).

Argumenta-se neste trabalho, contudo, que há uma diferença entre homens e mulheres quando os mesmos se casam. Para o homem culturalmente é dada a função de provedor enquanto para as mulheres o trabalho doméstico e o cuidado dos filhos parecem ser primordiais. E, a despeito da crescente entrada da mulher no mercado de trabalho, como afirmam os dados do IBGE, para a mulher há um acréscimo de função, não sendo suas atribuições anteriores divididas com seu parceiro. Há, então, somente uma agregação de função. Assim, é feita uma sinalização para o mercado de trabalho, de que o homem casado é mais responsável e focado. Porém para a mulher há uma sinalização de que ela acumula muitas funções e, talvez, por isso sua produtividade não seja a mais adequada.

Destacando assim a importância do tema, este trabalho propõe o estudo do *marriage wage premium* para o Brasil, como objetivo de observar em que sentido vão os efeitos do casamento tanto para homens quanto para mulheres. A tese defendida é a de que existe um prêmio salarial para os homens e uma penalização para as mulheres, e que por isso, o casamento funciona como um aumentador das diferenças salariais entre os gêneros e consecutivamente da distribuição de renda geral.

De forma específica, no processo para observar se há contribuição do casamento para o aumento da disparidade de renda entre gêneros, alguns pontos poderão ser observados: i) se há prêmio ou penalização salarial para os gêneros; ii) o prêmio/penalização é devido a diferenças produtivas entre os grupos ou exclusivamente devido ao fator casamento iii) se o prêmio matrimonial existe relativamente aos outros estados conjugais; iv) se são permanentes os efeitos salariais do casamento, mesmo se a união é desfeita; v) observar se há alguma discriminação quanto a solteiros e ou casados pelo mercado de trabalho; vi) se há indícios de

que há divisão de trabalho doméstico beneficia homens casados; vii) se há um efeito renda para o prêmio matrimonial, isto é, quanto mais adiante na distribuição salarial maior a penalização às mulheres e menor o prêmio para os homens.

A principal contribuição deste trabalho é a análise atual do prêmio matrimonial em uma perspectiva média e para toda a distribuição salarial, conseguindo de forma mais completa analisar em que medida o casamento pode levar a um aumento das disparidades salariais de gênero. E, a partir da metodologia estudada, pode-se ter indícios de discriminação pelo mercado de trabalho a casados ou a solteiros para cada um dos gêneros, indicando de forma inédita estes aspectos para o Brasil. Este trabalho inova, ainda, ao considerar o efeito real do matrimônio o que exclui as diferenças de características entre solteiros e casados.

Para tanto, algumas metodologias de estudo foram propostas primeiro uma decomposição do índice de disparidade de Theil-T, observando qual parte da diferença salarial para o grupo de solteiros e depois para o grupo de casados, pode ser explicada pela diferença de gênero, neste sentido uma maior explicação para o grupo de casados indica que o casamento aumenta a diferença de renda entre os gêneros. Uma segunda metodologia é a análise para toda a distribuição salarial a partir de regressões quantílicas não condicionais, indicando uma diferença quanto as condicionais, neste ponto consegue-se atribuir se há ou não diferenças do matrimônio em pontos distintos da distribuição salarial. E por último a metodologia de Oaxaca-Blinder (1973) para a média e uma extensão desta a partir de Firpo, Fortin e Lemieux (2009) é realizada tendo em vista excluir das diferenças salariais devido ao matrimônio quaisquer efeitos gerados por diferenças de atributos entre os dois grupos.

A base de dados utilizada é a PNAD de 2014 e os principais resultados obtidos foram: i) há um prêmio matrimonial para os homens; ii) há uma penalização salarial para as mulheres; iii) não há indícios de que a divisão do trabalho doméstico justifique maiores rendimentos para os homens; iv) há indícios de discriminação contra homens solteiros no mercado de trabalho e discriminação contra a mulher casada no mercado de trabalho; v) a penalização salarial do casamento para as mulheres é maior para as mais ricas; vi) a bonificação salarial é maior para os homens mais ricos; vii) o estado civil solteiro é o pior em termos salariais para os homens; viii) o estado civil casada é o pior em termos salariais para as mulheres.

Este trabalho está dividido em mais quatro seções além desta introdução. Na segunda temos uma breve contextualização do tema pela literatura. Em seguida são dispostas as metodologias do trabalho e na quarta seção uma análise descritiva e os resultados. Por fim são feitas algumas considerações sobre o tema.

1.1 Literatura – *Marriage premium*

No Brasil a diferença de rendimentos entre homens e mulheres é histórica. Trabalhos que considerem esta são inúmeros e utilizam várias metodologias, desde as regressões padrão por mínimos quadrados ordinários, a decomposições do *gap* salarial entre homens e mulheres. Como pode ser visto em Souza et al (2007) e Souza (2011). Porém, a abordagem do chamado “marriage premium”, traduzido aqui como prêmio matrimonial, não é um campo muito abrangido pela literatura de diferenças de rendimentos brasileira.

Há um consenso na literatura de que homens tem um prêmio salarial relativo ao casamento, porém para as mulheres ou há uma penalização ou um efeito insignificante como foi sintetizado em Adler e Öner (2013). Ademais, além da questão dos rendimentos o casamento está relacionado com bem-estar e saúde como destaca Ribar (2004). Relativamente à relação com economia, Browning, Chiappori e Weiss (2011) e Adler e Öner (2013) salientam algumas motivações ao casamento as quais passam pela divisão de bens públicos e do trabalho (doméstico e formal).

Considerando a importância do arranjo familiar casamento e focando principalmente na questão de seu efeito sobre rendimentos de homens e mulheres as subseções a seguir esclarecem o estado da arte.

1.1.1 *Estado conjugal e rendimentos*

Considerar o casamento como um influenciador de rendimentos leva a três vertentes de estudos: i) mensura e procura as causas do prêmio matrimonial para os homens relacionado ao casamento (Bellas 1992, Chiodo e Owyang (2002), Chun e Lee (2000), Korenman e Neumark (1991), Loh (1996), Ginther e Zavandony (2001),Cohen (2002), Cornwell e Rupert (1997) entre outros); ii) considera a penalização matrimonial ao salário das mulheres (Hill (1979), Waldfogel (1997) entre outros) ; iii) considera ambos em conjunto (Hewitt, Western e Baxter (2002), Polachek (1975), Loughran e Zissimopoulos (2007) Browning, Chiappori e Weiss (2011) entre outros). Nosso intuito é, a partir da terceira vertente salientar que o casamento alarga as diferenças salariais entre gêneros.

O casamento tem o efeito de aumentar a diferença salarial entre homens e mulheres,

um exemplo deste efeito pode ser visto em Blau e Kahn (1996). Estes autores salientam para Austrália, Áustria, Alemanha, Hungria, Noruega, Suécia, Suíça, Reino Unido e Estados Unidos, dados referentes à proporção dos salários das mulheres relativas aos salários masculinos. Nestes dados encontram que, independente do estado civil os salários masculinos são maiores, porém destacam que em todos estes países a proporção salarial feminina relativa à dos homens é maior se a mulher é solteira. Salientamos que este efeito se deve a dois fatores que se adicionam, primeiro o aumento salarial dos homens devido ao casamento e por outro a queda salarial ou estagnação salarial pelo lado das mulheres.

1.1.2 Explicações para o marriage premium

Temos diferentes explicações para os efeitos do casamento para homens e mulheres. Isto por que os estudos conseguem observar que há um ganho para os homens, porém para as mulheres não se pode tirar conclusões. Segundo Bowen e Finegan (1969) isto ocorre porque, quando da contratação, os empregadores veem o estado conjugal como um sinalizador, em que homens tem maior estabilidade e as mulheres maior abstenção e mudanças de trabalho

Como justificativa para menores ganhos para mulheres se destacam duas explicações, especialização das mulheres para o trabalho doméstico implicando em menores qualificações da mulher (ver Polachek (1975) e Hill (1979)), discriminação contra mulheres casadas pelo mercado de trabalho dada a crença de que a mulher pode ter menor dedicação ao emprego (ver Chiodo e Owyang (2003)).

Já para os estudos relacionados ao sexo masculino, apesar de haver um consenso de que os efeitos do casamento salarialmente são positivos, suas explicações não são unânimes. As principais explicações levantadas pela literatura são: i) Aumento de produtividade devido ao casamento, devido fatores inerentes ao casamento e à divisão de trabalho doméstico¹.ii) Diminuição de custos de aquisição de capital humano como salientam. Kenny (1983) e Becker (1981); iii) Seletividade: indicando que as características que fazem um homem atrativo ao casamento, também são as responsáveis por implicarem em maiores salários potenciais como responsabilidade e autonomia².iv) Discriminação: Chiodo e Owyang (2002) salientam que

¹ Hill (1979), Muniz e Rios-Neto (2002), Chiodo e Owyang (2002), Chun e Lee (2000), Becker (1991), Browning, Chiappori e Weiss (2011), Gronau (1986), Koreman e Neumark (1992) e Daniel (1992), Adler e Öner (2013), Bardasi e Taylor (2005), Clun e Lee (2001) e Daniel (1995), Bellas (1992), Becker (1985), Cornwell e Rubert (2007) e Ribar (2004).

² :Salientando em Muniz e Rios-Neto (2002), Chiodo e Owyang (2002), Chun e Lee (2000), Nakosteen e Zimmer (1987), Browning, Chiappori e Weiss (2011), Adler e Öner (2013), Carnaglia e Feldman (2010), Mueller e Plug

existe uma vertente teórica em que a discriminação por parte do empregador é a responsável pelos maiores salários para os homens casados³; v) Efeito de sorting de ocupações relacionado à seletividade: ocupações com maiores salários também são mais bem vistas no mercado matrimonial chamado por Adler e Öner (2013) de “*doctor effect*”.

De forma diferente, Browning, Chiappori e Weiss (2011) consideram ambos os sexos, e são duas as principais explicações para as diferenças de rendimento neste trabalhos: i) a divisão do trabalho entre os cônjuges, em que a esposa, de forma geral fica com maior carga de trabalhos domésticos; ii) seleção para o casamento, isto é, são mais bem quistos para o casamento, dentre os homens aqueles com maior potencial salarial, já entre as mulheres são as com menores salários e menor engajamento no mercado.

1.1.3 Principais resultados encontrados na literatura

Polachek (1975) salienta que ser casado e ter filhos tem efeitos opostos sobre as taxas salariais de homens e mulheres.

Para os homens há consenso de bônus salarial com o casamento. Chiodo e Owyang (2002) destacam que o casamento gera um aumento salarial para os homens de cerca de 11%, mesmo controlando para outras características. Já Petersen et al (2006) salienta que o bônus é em média de 15% na maioria dos estudos. De forma geral os estudos defendem uma das justificativas destacadas anteriormente em seus trabalhos, por exemplo defendem a discriminação: Cornaglia e Feldman (2010), Adler e Öner (2013), Zimmer (2006). Já defendem o aumento de produtividade: Adler e Öner (2013), Korenman e Neumark (1991), Chun e Lee (2000).

Já para as mulheres os resultados não são tão claros, alguns estudos encontram pequenas e as vezes insignificantes penalidades relacionadas ao casamento para as mulheres como é o caso de Hewitt, Estern e Baxter (2002), Hill (1979), Korenman e Neumark (1991). Porém há estudos que encontram um prêmio matrimonial como Gerrenhalgh (1980), Siebert e Sloane (1981) e Dolton e Makepeace (1987), e entre outros insignificância como Chiodo e Owyang (2003).

A grande maioria destes trabalhos é feita para a média, porém alguns abordam toda a

(2004), Loughran and Zissimopoulos, 2009; Bardasi and Taylor, 2005; Rogers and Stratton 2005; Ginther and Zavodny, 2001 and Korenman and Neumark, 1991,

³ Também levantado por Cornaglia e Feldman (2010), Cain (1986), Adler e Öner (2013), Ribar (2004)

distribuição salarial, a próxima seção trata esta questão.

1.1.4 O estudo do marriage premium para toda a distribuição salarial

Não são muitos os trabalhos que consideram a variação do prêmio matrimonial durante a distribuição salarial. Dentre os trabalhos se destacam Hewitt, Western e Baxter (2002), Saavedra (2001) e Zimmer (2006). Em que apenas o segundo considera além de outros países também o Brasil. Saavedra (2001) considera apenas as mulheres enquanto o trabalho de Hewitt, Western e Baxter (2002) considera tanto homens quanto mulheres.

Hewitt, Western e Baxter (2002) destacam que não há associação entre casamento e salários para as mulheres da Austrália (1996-97), porém para os homens existe um prêmio de cerca de 15% comparativamente com os não casados. Segundo os autores os efeitos para os homens ao fim da distribuição salarial tendem a ser menores e não significantes relativamente aos homens que estão no meio da distribuição. E ainda, a questão de ganhos permanentes devido ao casamento também são considerados por Hewitt, Western e Baxter (2002), destacando os ganhos realmente como permanentes.

Já Saavedra (2001) leva em consideração regressões quantílicas para avaliar a evolução das estruturas de ganhos de mulheres assalariadas e por conta própria na América Latina, especificamente para o Brasil (para 1989 e 1995), Argentina (para 1988) e Costa Rica (para 1989 e 1995). Como resultados para o prêmio matrimonial nos quantis destaca-se que para o Brasil a PNAD de 1989 não tinha informações de status matrimonial, porém em 1995 os coeficientes são significativos. Para a Argentina o prêmio matrimonial é positivo e caiu nos primeiros quantis entre 1988 e 1997. Para a Costa Rica o prêmio é positivo e cresceu nos maiores quantis não mudando nos quantis menores. De forma geral o autor salienta a queda da desigualdade salarial e a atribui para o Brasil e Argentina a redução relativa do prêmio salarial entre mulheres entre os mais baixos e maiores níveis de capital humano.

1.1.5 Estado conjugal e rendimentos no Brasil

Apesar de muito estudado em outros países o efeito do casamento sobre o nível salarial não é muito abordado para dados brasileiros. Isto se deve principalmente à escassez de dados que permitam uma melhor caracterização do estado conjugal que englobe características de

interesse.

Para o Brasil a PNAD agrega a questão conjugal de forma direta apenas a partir de 2011. A Pesquisa de Padrões de Vida do IBGE, realizada em 1996-1997, também foi uma das que agregou dados neste sentido. Assim poucos são os estudos nesta área, destacando-se os estudos de Madalozzo e Gomes (2011) e Muniz e Rios-Neto (2002).

Apesar disto, de forma próxima ao estudo do casamento sobre rendimentos está o trabalho de Barros, Ramos e Santos (1995), o qual considera a decomposição da diferença salarial considerando se a pessoa vive ou não em união. A escassez de trabalhos para o Brasil, também é destacada por Madalozzo e Gomes (2011) que salienta como principais trabalhos destacados Miranda-Ribeiro (1993) que trata dos tipos de uniões formais no Brasil, Grenne e Rao (1992) estudando o impacto da crescente coabitação no Brasil e Berquó (1998) que destaca a crescente popularidade da coabitação. Desta forma destaca-se o certo pioneirismo por Muniz e Rios-neto e Madolozzo e Gomes no estudo das diferenças salariais considerando o estado conjugal.

O trabalho de Saavedra (2001) ao considerar o Brasil, usando regressões quantílicas, apesar da pouca disponibilidade de dados quanto ao estado conjugal é importante ao inserir mais este tópico à literatura nacional.

Os trabalhos de Madalozzo e Gomes (2011) e de Muniz e Rios-Neto (2002) tem alguns pontos em comum. Ambos consideram os grupos de casados, coabitantes e solteiros e realizam a decomposição de Oaxaca para descrever os efeitos do casamento. Porém o trabalho de Muniz e Rios Neto (2002) utiliza os dados da PPV (1996-1997) e Madozzo e Gomes (2011) utiliza dados do Censo (2011). Destacamos ainda que Madalozzo e Gomes (2011) realizam a pesquisa apenas para mulheres.

Um fator importante é que Madalozzo e Gomes (2011) fazem correção para viés de seleção segundo duas óticas, a primeira quanto a entrada ou permanência no mercado de trabalho, a segundo quando a escolha do estado conjugal. Este segundo viés devido ao fato de que as mulheres escolhem viver casadas ou coabitando (em união consensual).

Dentre os resultados encontrados para o Brasil pode-se citar que Muniz e Rios-Neto (2002) destacam que para os homens, os casados ganham mais que os solteiros, mesmo controlando por características como educação, idade e experiência, porém estes resultados não são iguais para as mulheres. Como resultado ainda destacam que o componente de discriminação entre casados e solteiros é praticamente o mesmo para homens e mulheres. Porém, o componente de discriminação entre casados e os em união consensual é positivo para

homens e negativo para mulheres. Indicando então um prêmio para as mulheres que estão em união consensual relativamente às casadas, o que segundo os autores está relacionado a relação positiva entre a instabilidade das uniões e os investimentos em capital humano no mercado de trabalho, porém o prêmio para mulheres casadas é um contraste com a literatura internacional.

Já os resultados de Madalozzo e Gomes (2011) os salários médios de mulheres casadas são maiores que os de solteiras que são maiores que as de mulheres que coabitam. Quanto as horas trabalhadas destacam que solteiras trabalham mais horas, seguidas das coabitantes e casadas. Madalozzo e Gomes (2011) salientam diferenças quando a união é apenas consensual e quando existe a união civil ou casamento. Concluem que há uma diferença de 15% dos salários entre mulheres solteiras e casadas, e diferenças maiores de 3% entre casadas e mulheres que coabitam com companheiros.

1.2 Metodologias

De forma geral a literatura de estudo de efeitos matrimoniais sobre salários utiliza dados em *cross-section* (como Blackburn e Korenman (1994), Chun e Lee (2001), Duncan e Holmlund (1983), Hewitt Estern e Baxter (2002) Hill (1979), Kenny (1983)) e em painel (Budig e England (2001), Loughran e Zissimopoulos (2003), Waldfogel (1997)). Sendo usados principalmente o método tradicional de mínimos quadrados, porém também pode-se destacar o uso de regressões quantílicas, variáveis instrumentais, efeitos fixos e modelos de *sorting* e *matching*. Em Nakosteen e Zimmer (1987) o prêmio matrimonial é estudado segundo um processo de *sorting* em que homens com maiores salários tendem a ser selecionados para o casamento.

A despeito da metodologia utilizada salienta-se a importância de controlar os efeitos conjugais por algumas características, Browning, Chiappori e Weiss (2011) relaciona as coortes de idade, segundo eles há um efeito da longevidade do casamento sobre aquisição de experiência no mercado de trabalho pela mulher. Adicionalmente, para Ribar (2004), estudos empíricos sobre rendimentos deve controlar não somente pelo casamento, mas também, por indicadores de produtividade que precedem o casamento como educação e experiência. Ainda neste sentido, a questão racial levantada por Hill (1979), Loh (1996) e Adler e Öner (2013), em que negros apresentam menores prêmios. Outro fator é a questão geográfica destacada em Petersen et al, (2006) e a questão ocupacional também destacada em Cornaglia e Feldman

(2010).

Desafios no tratamento de dados são encontrados que passam pela causalidade múltipla, problemas advindos de variáveis omitidas, seletividade e endogeneidade. Neste sentido, Nakosteen e Zimmer (1987) estimam o efeito do casamento por OLS considerando o estado civil exógeno e endógeno, sendo que a consideração da endogeneidade torna os parâmetros não significativos. A maioria dos trabalhos não considera correções por isso é importante salientar este ponto. Porém em Korenman e Neumark (1992), a partir de variáveis instrumentais, os resultados sugerem que o estado civil e o número de filhos são exógenos em equações salariais.

Outro fator metodológico importante é como são separados os grupos de casados e não casados para comparações. Há estudos que consideram coabitantes como casados, como Western e Baxter (2002), porém os benefícios da união consensual são menores que os de uma união formal como o casamento. Como salienta Adler e Öner (2013) o casamento tem efeitos mais significativos na renda que a coabitação, e ao se englobar os coabitantes neste caso se subestima os efeitos matrimoniais. Apesar disto vale salientar que estudos que destacam também um prêmio à coabitação, como Bardasi e Taylor 2008, Cohen (2002) Stratton (2002) e Loh (1996).

Ainda quanto a determinação de grupos de casados e não casados, o grupo de não casados também deve ser observado, uma vez que o efeito do casamento parece permanente para os homens mesmo após um divórcio por exemplo. Neste sentido, um prêmio que ainda persiste após o término de relações (com divórcio, viuvez etc.) pode ser observado em Korenman e Neumark (1991), Hill (1979)). O que se percebe entre os homens é a predominância de menores rendimentos entre os nunca casados e nunca em uniões consensuais.

Considerando isto duas separações de estado civil serão observadas neste trabalho a título de comparação solteiros x resto da população, e solteiros x casados. Note que, se o *gap* não é menor quando é considerada toda a população além dos casados, há indícios de que o adquirido com o casamento se torna um ganho fixo salarial, ou a produtividade que é adquirida é perpétua

Para tanto as metodologias utilizadas foram: a de decomposição do índice T-Theil, regressões quantílicas não condicionais, decomposição de Oaxaca-Blinder e de Fortin, Firpo e Lemieux (2009). Estas metodologias e a base de dados estão descritas nas subseções a seguir.

1.2.1 Descrição da base de dados – variáveis de estudo

A Base de dados utilizada é a Pesquisa Nacional por Amostra de domicílios (PNAD) do IBGE do ano de 2014. Apesar de variáveis de estado conjugal não terem observações constantes em bases de dados brasileiras a PNAD a partir de 2011 agrega a questão do estado civil e tipo de união em sua gama de variáveis.

Desta forma a questão conjugal foi considerada por duas vias. A primeira usando a variável V4011 da PNAD – Estado civil, divide a população em 5 grupos quanto ao estado civil: solteiros, casados, desquitados, divorciados e viúvos. A consideração desta variável foi a seguinte: solteiros, casados, separados (engloba tanto desquitados quanto divorciados) e viúvos. Ainda a partir desta variável criamos os nunca casados (solteiros) e os alguma vez casados (desquitados, divorciados e viúvos). Já a segunda variável da PNAD usada é a V4112 – Tipo de União, de onde retiramos as pessoas em União consensual ou coabitação.

Ademais, considerando o destacado na literatura, poder-se-ia dizer que o casamento é um fator que, apesar de não obrigatório, é um acontecimento na vida da grande maioria da população, principalmente se dividirmos a população por grupos etários, considerando a idade e a ocorrência de casamentos positivamente correlacionados. Dessa forma, espera-se que pessoas casadas tenham maiores rendimentos pois estas terão, tirando pequenas exceções, maior experiência e escolaridade, variáveis que são consideradas principais determinantes do nível salarial pela literatura. Porém, o que é feito não é exatamente neste sentido, existe um controle quando da comparação de grupos, idade, escolaridade e experiência são controladoras do efeito de interesse, isto é, dos efeitos do casamento sobre os níveis salariais. Assim, além do estado conjugal outras variáveis também serão consideradas, a seguir estão explicitadas:

Quadro 6 – Variáveis de estudo

Variável	Forma que foi construída
Salário por hora	Soma das rendas de todos os trabalhos ⁴ dividido pelo número de horas trabalhadas
Idade	Idade informada
Raça	Raça informada
Escolaridade	Número de anos de estudo
Experiência	Idade menos a idade que começou a trabalhar
Sindicalizado	Se pertence a um sindicato
Urbano	Se a pessoa mora na área urbana ou rural
Região Metropolitana	Se a pessoa mora na região metropolitana ou não
Peso	Variável de Peso da pessoa V4729
Atividade tipicamente masculina	Definido segundo Budig e England (2001) como atividades com menos de 35% de mulheres trabalhando.

Fonte: Elaboração própria.

1.2.2 Regressões quantílicas condicionais e incondicionais

Regressões quantílicas são regressões que proporcionam interpretações para toda a distribuição. Porém ao considerarmos as mesmas é importante a atentar ao descrito em Firpo, Fortin e Lemieux (2009), onde destacam a diferença entre as condicionais e as não condicionais (as quais eles propõem neste trabalho). O paralelo à regressão de Mínimos quadrados são as regressões quantílicas condicionais, usando na formação dos quantis o condicionamento de variáveis, isto é, com restrições. Porém, salienta-se que na maioria das vezes o que se quer em um trabalho, como este, é caracterizar o efeito de variáveis durante toda distribuição não condicional (geral), no caso, salarial.

Neste trabalho, usamos a técnica incondicional, porém adicionalmente são gerados resultados condicionais, permitindo ao leitor uma comparação de resultados, enriquecendo a pouca literatura que diferencia as duas técnicas. Desta forma, a seguir cada técnica é metodologicamente relacionada.

1.2.2.1 Regressões quantílicas Condicionais

Estas regressões têm como principais introdutores por Koenker e Bassett (1978). Em Koenker e Hallock (2000) e Hao e Naimam (2007) destaca-se que as regressões quantílicas são

⁴ A PNAD tem informações do trabalho principal, secundário e dos demais trabalhos, todos foram considerados.

um paralelo ao modelo clássico, o qual minimiza os quadrados dos erros absolutos, já em quantílicas ocorre a minimização da soma dos erros absolutos assimetricamente ponderados.

Considere a seguinte equação salarial minceriana abordada por quantis:

$$\ln w_i = X_i \beta_\theta + u_{\theta i} \quad (15)$$

$$\text{Em que: } Quant_\theta(\ln w_i | X_i) = X_i \beta_\theta \quad (16)$$

note que X_i é o vetor de variáveis explicativas⁵, β_θ o vetor de parâmetros. E que $Quant_\theta(\ln w|x)$ é o θ -ésimo quantil condicional de $\ln w$ dado x .

Assim a θ -ésima regressão quantílica, $0 < \theta < 1$ é definida como a solução para:

$$Min_{\beta \in \mathbb{R}^k} \left\{ \sum_{i: \ln w_i \geq X_i \beta} \theta (\ln w_i - X_i \beta_\theta) + \sum_{i: \ln w_i < X_i \beta} (1 - \theta) (\ln w_i - X_i \beta_\theta) \right\} \quad (17)$$

Ou de outra maneira:

$$Min_{\beta \in \mathbb{R}^k} \sum_i \rho_\theta(\ln w_i - X_i \beta_\theta) \quad (18)$$

A função $\rho_\theta(\varepsilon)$ é descrita por:

$$\rho_\theta(\varepsilon) = \theta \varepsilon \text{ se } \varepsilon \geq 0 \text{ e } \rho_\theta(\varepsilon) = (1 - \theta) \varepsilon \text{ se } \varepsilon < 0$$

Que pode ser resolvido a partir de programação linear e os erros padrão através de *bootstrap*.

Apesar da técnica de correção de viés de seleção já ser de domínio destes autores, ela não foi aplicada para que comparações possam ser feitas com o método não condicional, uma vez que para este a correção de viés de seleção através do método de Buchinsky (1998, 2001) ainda não foi provada.

1.2.2.2 Regressões quantílicas incondicionais

Killewald e Bearak (2014) salientam que para a interpretação de efeito de uma variável por toda a distribuição, a técnica correta é a de regressões quantílicas incondicionais. Firpo, Fortim e Lemieux (2009) propõe este método, segundo eles para avaliar o impacto de mudanças na distribuição de variáveis explicativas nos quantis da distribuição não condicional (marginal) da variável dependente. De forma sucinta o método é gerar uma regressão *recentered influence function* (RIF) no quantil não condicional das variáveis explicativas⁶.

Com o intuito de entender a diferença entre estas equações, o exemplo levantado por

⁵ As variáveis explicativas desta especificação usadas foram: idade raça, experiência, experiência ao quadrado, escolaridade, sindicalizado, carteira assinada, atividade masculina e urbano e rural e região metropolitana.

⁶ As regressões quantílicas condicionais podem ser calculadas pelo comando **rifreg** desenvolvido pelos autores e disponível para o programa Stata.

FFL (2009) é a análise do efeito direto de uma variação marginal no aumento da proporção de trabalhadores sindicalizados, em um tetaésimo quantil da distribuição salarial. Seja q_τ o tetaésimo quantil e $F_Y(y)$ a distribuição marginal não condicional de Y, sendo y a variável dependente, e $p = \Pr(X=1)$, sendo $X=1$ se o trabalhador é sindicalizado e $X=0$ caso contrário. Queremos então saber $\frac{dq_\tau(p)}{dp}$. Note que se fosse o caso da média, os coeficientes de uma regressão padrão de Y em X é uma medida do impacto do aumento da proporção de trabalhadores sindicalizados na média, isto é $\beta = \frac{d\mu(p)}{dp}$, que é interpretado como o impacto na média condicional. Note que um coeficiente β_τ de uma regressão quantílica condicional, obtido com $\beta_\tau = F_Y^{-1}(\tau|X=1) - F_Y^{-1}(\tau|X=0)$, é diferente de

$$\frac{dq_\tau(p)}{dp} = (\Pr[Y > q_\tau|X=1] - \Pr[Y > q_\tau|X=0]) / f_Y(q_\tau)$$

Que é o efeito de um crescimento na proporção de trabalhadores sindicalizados sobre o tetaésimo quantil não condicional da distribuição de Y. Então o modelo desenvolvido por Firpo, Fortim e Lemieux (2009) desenvolve uma forma de computar este valor, considerando principalmente que X não é univariado e binário de forma geral.

Comece por considerar: X a matriz de variáveis explicativas, Y o vetor da variável dependente, $F_{Y,X}(\cdot, \cdot): \mathbb{R} \times \chi \rightarrow [0,1]$, e $\chi \subset \mathbb{R}^k$ distribuição conjunta de X e Y sendo χ o suporte de X, $G_X(x)$ a distribuição condicional de X (representa uma pequena mudança na distribuição de X) e $F_Y(y) = \int F_{Y|X}(y|X=x) dF_X(x)$ é a distribuição incondicional (marginal) de Y pela própria definição.

Por definição $F_{Y|X}(\cdot)$ não é afetada pela pequena manipulação na distribuição de X. uma distribuição contrafactual de Y, G_Y^* , pode ser obtida substituindo $F_X(x)$ por $G_X(x)$:

$$G_Y^* = \int F_{Y|X}(y|X=x) dG_X(x)$$

As regressões não condicionais são construídas considerando propriedades das “influence functions”,. Firpo, Fortin e Lemieux (2009) definem as “recentered influence function” (função influencia recentrada) – RIF -, como um caso particular em que $G_Y = \Delta_Y$ e $t=1$. Em que $\int IF(y; v, F_Y) dF_Y(y) = 0$ é zero por definição, segue que:

$$\begin{aligned} RIF(y; v, F_Y) &= v(F_Y) + \int IF(y; v, F_Y) d\Delta_Y(s) \\ &= v(F_Y) + IF(y; v, F_Y) \end{aligned}$$

Na presença de variáveis explicativas X, usando a expectativa iterada para expressar $v(F_Y)$ em termos da expectativa condicional de $RIF(y; v, F_Y)$ dado X.

$$v(F_Y) = \int RIF(y; v, F_Y) dF_Y(y)$$

$$v(F_Y) = \int \int RIF(y; v, F_Y) dF_{Y|X}(y|X=x) dF_X(x)$$

$$v(F_Y) = \int E[RIF(Y; v, F_Y)|X=x] dF_Y(y)$$

Então para saber o impacto de variáveis explicativas em uma estatística distribucional a $v(F_Y)$, como um quantil, simplesmente precisamos integrar em $E[RIF(Y; v, F_Y)|X]$.

A forma do efeito marginal de uma mudança na distribuição de X pode ser expressa de forma mais direta pelo teorema 1 descrito em Firpo, Fortin e Lemieux (2009):

$$\left. \frac{\partial v(F_{Y,t,G_Y^*})}{\partial t} \right|_{t=0} = \int E[RIF(Y; v, F_Y)|X=x]. d(G_X - F_X)(x)$$

Em que $F_{Y,t,G_Y^*} = (1-t) \cdot F_X + t \cdot G_Y^*$

Para o caso específico dos quantis, considerando o τ -ésimo quantil, então:

$q_\tau = v(F_Y) = \inf_q \{q: F_Y(q) \geq \tau\}$ o que segue da definição da IF que

$$RIF(y; q_\tau) = q_\tau + IF(y; q_\tau)$$

$$= q_\tau + \frac{\tau - 1\{y \leq q_\tau\}}{f_Y(q_\tau)} = c_{1,\tau} \cdot 1\{y \leq q_\tau\} + c_{2,\tau}$$

Em que $c_{1,\tau} = \frac{1}{f_Y(q_\tau)}$, $c_{2,\tau} = q_\tau - c_{1,\tau} \cdot (1 - \tau)$ e $f_Y(q_\tau)$ é a densidade de Y avaliada em q_τ . Então:

$$E[RIF(y; q_\tau)|X=x] = c_{1,\tau} \cdot \Pr[Y > q_\tau|X=x] + c_{2,\tau}$$

Assim o efeito parcial incondicional, que denotaremos para o τ -ésimo quantil é:

$$\alpha(\tau) = \left. \frac{\partial v(F_{Y,t,G_Y^*})}{\partial t} \right|_{t=0} = c_{1,\tau} \cdot \int \frac{d \Pr[Y > q_\tau|X=x]}{dx} \cdot dF_X(x)$$

Este último termo é o efeito marginal médio de um modelo de probabilidade $\Pr[Y > q_\tau|X]$. O Parametro $\alpha(\tau) = E[d E[RIF(y; q_\tau)|X=x]/dx]$ o efeito parcial do quantil incondicional (UQPE).

As propriedades assintóticas do estimador desenvolvido estão em Firpo, Fortin e Lemieux (2009)

1.2.3 Decomposição de Oaxaca Blinder

A decomposição de Oaxaca-Blinder, é uma abordagem originada de Oaxaca (1973) e

Blinder (1973), consiste em encontrar o quanto da diferença de renda entre dois grupos é explicada pela discriminação

Como feito por Souza (2011), inicialmente é criada função dos determinantes salariais, este trabalho segue uma adaptação de Mincer (1974). Em forma matricial a seguinte equação salarial deve ser considerada:

$$\ln w = \beta X + u \quad (2)$$

A variável dependente, w , é o salário por hora do indivíduo. A matriz de variáveis dependentes, X . A variável determinante da diferença salarial gera genericamente dois grupos A e B. Então, para encontrar a diferença salarial existente entre dois grupos A e B, aplica-se a equação (2) para cada grupo:

$$\ln w^A = X^A \beta^A + u^A \quad (3)$$

$$\ln w^B = X^B \beta^B + u^B \quad (4)$$

Em média as equações acima são descritas por:

$$\ln \bar{w}^A = \bar{X}^A \beta^A \quad (5)$$

$$\ln \bar{w}^B = \bar{X}^B \beta^B \quad (6)$$

Como no modelo de mínimos quadrados a esperança dos erros é nula este termo não aparece em (5) e (6). A diferença entre as duas equações acima é dada por:

$$\ln \bar{w}^A - \ln \bar{w}^B = \bar{X}^A \beta^A - \bar{X}^B \beta^B \quad (7)$$

Seja β^* a remuneração que ocorreria caso não existisse discriminação neste mercado.

Somando e subtraindo o termo $\bar{X}^A \beta^* + \bar{X}^B \beta^*$ e rearranjando a última equação obtêm-se:

$$\ln \bar{w}^A - \ln \bar{w}^B = (\bar{X}^A - \bar{X}^B) \beta^* + \bar{X}^A (\beta^A - \beta^*) + \bar{X}^B (\beta^* - \beta^B) \quad (8)$$

A partir desta decomposição temos os efeitos causados pela diferença das características da equação minceriana e ainda os efeitos de discriminação contra o grupo A e contra o grupo B. Porém quando a diferença observada é unilateral β^* é o retorno do grupo que apresenta maiores salários⁷. Desta forma considere o grupo com maiores rendimentos o grupo A e assim, o que implica no seguinte resultado da decomposição:

$$\ln \bar{w}^A - \ln \bar{w}^B = \underbrace{(\bar{X}^A - \bar{X}^B) \beta^A}_{\text{Explicado}} + \underbrace{\bar{X}^B (\beta^A - \beta^B)}_{\text{não explicado}} \quad (9)$$

Encontra-se então dois efeitos⁸, o primeiro causado pela diferença nas características

⁷ Não há motivos para se considerar que haja discriminação para ambos os grupos, porém a literatura levanta a questão, considerando algumas formas de encontrar o valor de β^* . Dentre estas formas cita-se considerar a média entre os dois grupos para encontrar β^* , isto é $\bar{\beta}^* = 0,5\beta^A + 0,5\beta^B$ como destacado em Reimers (1983). Ou o sugerido por Neumark (1988) com o uso de coeficientes de regressão Polled em ambos os grupos para estimar β^* . Para mais detalhes olhar Jann (2008)

⁸ Este trabalho usa o software STATA para os cálculos, sendo para a realização dos cálculos da decomposição usado o comando “oaxaca” para mais detalhes consultar Jann (2008) que criou o comando. Vale lembrar que este comando aceita a correção de Heckman em suas opções.

destacadas pela equação minceriana, e o segundo que independe destes atributos, sendo então causado apenas pelo fator gerador da diferença salarial o chamado efeito discriminação.

Neste exercício analisa-se a diferença de renda entre casados e solteiros e casados comparativamente com demais grupos de estado civil.

1.2.4 Decomposição de Firpo, Fortin e Lemieux (2009) FFL

Firpo, Fortin e Lemieux (2007) generalizam uma decomposição que pode ser feita para várias medidas de distribuição, incluindo quantis e o índice de Gini.

Firpo, Fortin e Lemieux (2007) é uma decomposição que propõe um procedimento de dois estágios para encontrar uma decomposição de Oaxaca Blinder não somente para a média, mas para outros pontos da distribuição não condicional da variável de interesse, neste caso, os salários. O primeiro estágio é decompor a distribuição estatística em dois componentes, estrutura salarial e componente composição usando a abordagem de reponderação. No segundo estágio os efeitos estrutura salarial e composição são dispostos como contribuição de cada variável explicativa, como no caso da decomposição de Oaxaca-Blinder. Esta segunda etapa leva em consideração as RIF propostas por Firpo, Fortin e Lemieux. O método substitui a variável dependente pela RIF do quantil.

Firpo, Fortin e Lemieux (2007,2009) destacam da seguinte forma, calcular as RIF para um quantil amostral \widehat{Q}_τ , e estimar a densidade em cada ponto usando o método de Kernel. Uma estimativa da RIF em cada observação $\widehat{RIF}(Y_i, Q_\tau)$, é obtida como salientado genericamente em seu trabalho.

Sejam os coeficientes para cada grupo:

$$\widehat{\gamma}_{g,\tau} = (\sum_{i \in G} X_i X_i^T)^{-1} \cdot \sum_{i \in G} \widehat{RIF}(Y_i, Q_\tau) \cdot X_i \quad , \quad g=A,B$$

Então a decomposição de Oaxaca-Blinder equivalente para cada quantil condicional pode ser obtida por

$$\widehat{\Delta}_0^\tau = \underbrace{\bar{X}_B (\widehat{\gamma}_{B,\tau} - \widehat{\gamma}_{A,\tau})}_{\widehat{\Delta}_S^\tau} + \underbrace{(\bar{X}_B - \bar{X}_A) \widehat{\gamma}_{A,\tau}}_{\widehat{\Delta}_X^\tau}$$

Então temos que termos de contribuição de cada variável explicativa dado por:

$$\widehat{\Delta}_X^\tau = \sum_{k=1}^K (\bar{X}_{Bk} - \bar{X}_{Ak}) \widehat{\gamma}_{Ak,\tau}$$

1.3 Resultados

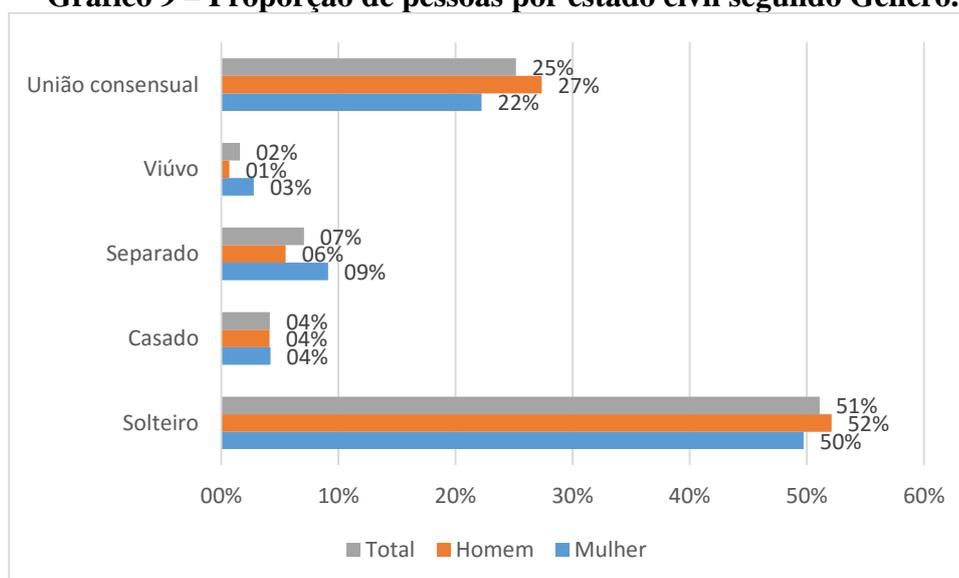
Considere primeiramente uma caracterização de como é reconhecido o estado civil no Brasil, priorizando a questão matrimonial, note a seguir alguns dados descritivos.

Para o Brasil características de estado conjugal são analisadas historicamente pelas estatísticas de registro civil do IBGE e a partir de 2011 pela PNAD. Outra pesquisa que considerou estado conjugal foi a Pesquisa de Padrão de Vida (PPV) feita em 1996-97. Porém, em nenhuma destas fontes há informações completas para caracterizar a evolução desta variável.

Os dados dos registros de casamento do IBGE, para os anos de 1984 a 2014 mostram que há uma queda no número de casamentos até 2001, a partir daí até 2014 há um crescimento da quantidade de casamentos em 47%. Ainda constam dos dados do IBGE dos novos casamentos qual era o estado civil atual do homem e da mulher a partir de 2003. Nestes dados é possível notar que a grande maioria são casamentos entre solteiros, um dado interessante é o crescimento de pessoas divorciadas se casando novamente. Entre 2003 e 2014 passou de 37.537 casamentos entre as mulheres divorciadas para 129.249 casamentos, um crescimento de 244%, já para os homens passou de 58.740 para 166.786 casamentos, um crescimento de 184%.

No mercado de trabalho é histórica a desigualdade entre os gêneros, e a despeito da crescente entrada da mulher no mercado de trabalho, em 2014 sua taxa de participação era cerca de 42%. A composição da força de trabalho salientando o estado conjugal está descrita a seguir:

Gráfico 9 – Proporção de pessoas por estado civil segundo Gênero.



Fonte: PNAD 2014.

Considerando o total de pessoas e sua divisão por sexo destaca-se o percentual de pessoas em cada grupo de estado conjugal. A maioria das pessoas que estão no mercado de trabalho são solteiras, cerca de 50%, não variando muito entre os gêneros, da mesma forma que a proporção de casados, 4%. Já quanto aos separados, no grupo das mulheres que estão na força de trabalho são 9% e para os homens 6%. Note que a quantidade de uniões consensuais é bem representativa, acima da quantidade de casamentos, sendo de 22% das mulheres presentes no mercado de trabalho e 27% dos homens. Note que qualquer tipo de discriminação que atinja a população solteira deve ser considerada, pois é a maior parte da população na força de trabalho.

Ao observarmos os salários médios de cada grupo podemos inferir sobre como são os padrões de ganho entre estes grupos. Como afirmam inúmeros trabalhos internacionais (ver Hill (1979), Adler e Öner (2011), Ribar (2014), Browning, Chiappori e Weiss (2011)) homens ganham mais que mulheres, homens solteiros ganham menos que homens casados e entre as mulheres ou elas ganham menos quando se casam ou a diferença é insignificante. Note na tabela 1 os dados referentes ao salário médio por cada grupo populacional e ainda a proporção que o salário de cada grupo representa do salário do homem casado.

Tabela 16 - Salários médios e salários médios e proporção relativa ao grupo de homens casados, por grupos populacionais, Brasil 2014

	Todos	Mulheres	Homens
Todos	51.99 (100.1%)	47.96 (92.4%)	55.00 (105.9%)
Solteiro	42.06 (81.0%)	41.06 (79.1%)	42.77 (82.3%)
Casado	46.46 (89.5%)	39.23 (75.5%)	51.93 (100.0%)
Separado	59.33 (114.2%)	53.44 (102.9%)	66.63 (128.3%)
Viúvo	47.93 (92.3%)	40.68 (78.3%)	69.55 (133.9%)
Coabitante	41.90 (80.7%)	38.44 (74.0%)	44.01 (84.7%)
Não Brancos	40.64 (78.3%)	36.44 (70.2%)	43.52 (83.8%)
Brancos	65.10 (125.4%)	59.99 (115.5%)	69.27 (133.4%)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

Pode-se notar que quanto ao salário médio os dados brasileiros condizem com a literatura. Encontramos salários maiores para o grupo de homens independente do grupo. Os homens solteiros ganham menos que os casados, seu salário médio representa em torno de 82% do salário dos casados. Entre as mulheres também é possível notar que as solteiras ganham mais que as casadas. Isto é, os dados sugerem que há um efeito penalizador do matrimônio para as mulheres enquanto premia os homens. Neste ponto os dados iniciais (não controlados por demais características), tendem a confirmar a nossa tese de que o casamento amplifica as diferenças salariais entre gêneros. Um dado interessante é que os efeitos que o casamento tem sobre os rendimentos são menores que os encontrados para a coabitação para os homens e

maiores para as mulheres. Note que o salário médio do homem que vive em união consensual é apenas 4% superior ao de um homem solteiro. Já, quanto as mulheres, note que as em união consensual ganham 6% menos que as solteiras, enquanto as casadas ganham apenas 2% a menos. Assim uniões formais, neste primeiro momento, levam a maiores efeitos sobre salários que uniões informais para homens, já para mulheres parecem ter um efeito penalizador maior.

Ademais, os efeitos salariais do casamento parecem mesmo permanentes para os homens, pois após o aumento observado para o grupo de casados observa-se um aumento ainda maior para os separados e viúvos. Estes são apenas indícios pois não controlamos por variáveis como idade, que leva a maior experiência, o que implica em maiores rendimentos.

Outra questão levantada pela literatura é a diferença quanto a raça, neste caso a maioria da força de trabalho é não branca e ainda a proporção de pessoas em cada grupo de estado civil é maior entre os não brancos, porém para os separados a proporção entre os brancos é maior. Qualquer diferença salarial que atinja o grupo não branco deve ser considerada, uma vez que este grupo é historicamente discriminado no Brasil e ainda é maior proporção da força de trabalho. Os dados da tabela 1 reafirmam o fato de brancos ganharem relativamente mais que não brancos, note que em média é mais que 35% maior. A literatura (ver Souza et al (2011)) destaca que o maior responsável por essa diferença são diferenças em características produtivas apesar da discriminação explicar parte desta diferença salarial. Uma caracterização dos salários médios por raça e grupos conjugais é descrita na tabela 2 a seguir:

Tabela 17 – Salários médios por grupos raciais e conjugais, Brasil 2014

Gênero	Grupos raciais	Solteiros	Casados	Separados	Viúvos
Mulheres	Não Brancos	32.42	33.97	38.99	37.69
	Brancos	51.88	47.09	65.44	44.29
Homens	Não Brancos	36.47	40.89	52.74	34.45
	Brancos	52.16	70.41	79.44	125.86

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

Observa-se que os efeitos penalizadores do casamento para as mulheres brancas não aparece entre as não brancas, onde há indícios do surgimento de um pequeno prêmio. Para os homens brancos o salário médio dos solteiros representa cerca de 74% do dos casados enquanto para os não brancos a diferença é menor, com o salário dos solteiros representando 89% do dos casados. Então há indícios de que para não brancos, tende a diminuir a diferença salarial tanto para homens quanto para mulheres. Assim de fato o comportamento por raça é importante nesta análise e, portanto, justifica sua consideração nas metodologias adotadas.

A todos esses fatores se agrega o fato de a maioria das pessoas que consideramos trabalhando em tempo parcial são mulheres, sendo que metade das mulheres casadas trabalham em tempo parcial. Entre os homens casados este valor é de apenas 14%.

Agora considere o seguinte argumento: há discriminação no mercado de trabalho, empregadores preferem contratar homens casados a não casados. Para tentar ter algum *insight* sobre isto note que se há discriminação observaremos que quando o homem é o empregador e solteiro o *gap* salarial não deve ser encontrado. Adicionalmente o argumento para as mulheres seria: se há discriminação no mercado de trabalho, os empregadores preferem contratar mulheres solteiras a mulheres casadas. No mesmo sentido que para os homens, se quando a mulher é o empregador a diferença salarial não beneficia as casadas haverá de fato indícios de discriminação. Para tentar responder a este argumento a tabela a seguir desta os salários médios considerando a condição de empregador e não empregador para homens e mulheres.

Tabela 18 – Salário médio por gênero e ser ou não empregador – Brasil 2014

	Grupos	É empregador	
		Não	Sim
Total		51.85	124.16
Mulher	Todas	47.95	74.76
	Solteiro	41.07	51.86
	Casado	39.20	53.39
	Separado	53.42	89.14
	Viúvo	40.68	41.97
Homem	Todos	54.77	128.92
	Solteiro	42.66	129.70
	Casado	51.86	79.06
	Separado	66.45	117.95
	Viúvo	69.74	18.76

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

De forma geral empregadores ganham mais que não empregadores. No grupo masculino, analisando o argumento destacado quanto a discriminação, observe que a diferença salarial entre homens casados e solteiros entre os que não são empregadores é de R\$ 9,20, representando que os casados ganham cerca de 22% mais que os solteiros, já entre os que são empregadores notamos que os solteiros ganham mais que os casados, dessa forma os casados ganham menos que os solteiros cerca de -39%. Dessa forma podemos dizer que há indícios de discriminação contra os homens solteiros pelo mercado de trabalho, pois retirando o efeito de empregador a diferença salarial beneficia os solteiros e não os casados.

Já quanto a análise para as mulheres, considere primeiramente as mulheres que não são empregadoras, entre elas é possível notar que as casadas ganham cerca de 5% menos que as casadas, ente as que são empregadoras as casadas ganham 3% a mais que as solteiras. Então o efeito penalizador parece desaparecer quando consideramos o fator empregador, e, além de não penalizar, o casamento beneficia as mulheres salarialmente quando elas são empregadoras.

Existe ainda outro argumento, em que a produtividade do homem que casa é maior baseada no seguinte fator: os homens são ajudados por suas esposas, dada a divisão do trabalho doméstico, que de forma geral sobrecarrega o sexo feminino dando a ele maiores condições de ser mais produtivo no trabalho. Para conseguir chegar a alguma resposta sobre isto note na tabela a seguir as horas gastas semanalmente em afazeres domésticos por grupos conjugais:

Tabela 19 – Horas médias gastas por semana em afazeres domésticos por gênero e estado civil.

	Total	Mulheres	Homens
Total	15.8	20.3	10.0
Solteiro	14.8	18.6	10.0
Casado	17.0	21.5	11.0
Separado	16.7	19.8	11.3
Viúvo	20.0	21.7	12.9

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

Note que os homens solteiros gastam menos tempo em afazeres domésticos que os casados, cerca de 10%, o que geraria segundo o argumento algum benefício para os solteiros e não para os casados. Assim, os dados preliminares refutam a hipótese de maior produtividade dos homens casados devido a divisão do trabalho doméstico.

Para finalizar esta parte descritiva, não poder-se-ia deixar de abordar para os grupos conjugais a principal característica de produtividade: a escolaridade. Assim a escolaridade média está destacada a seguir.

Tabela 20 - Escolaridade média por gênero e por estado civil - Brasil 2014.

	Total	Mulheres	Homens
Total	9.3	10.1	8.6
Solteiro	9.2	10.2	8.6
Casado	8.0	8.8	7.4
Separado	9.4	10.0	8.7
Viúvo	7.5	7.8	6.4

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

Como era esperado o grupo de mulheres tem maior escolaridade que os homens, em

todos os grupos analisados. O casamento leva a menor escolaridade média, tanto para homens quanto para mulheres, na mesma proporção, uma queda de 14% para ambos os gêneros.

Desta forma, uma vez caracterizado de forma geral a questão matrimonial associada ao mercado de trabalho, a seguir são implementadas as metodologias destacadas, para defender a tese de que: o casamento tem o efeito de aumentar a disparidade de renda entre os gêneros pois para os homens representa um bônus salarial enquanto para as mulheres ou é uma penalização ou tem um efeito insignificante como destaca a literatura.

1.3.1 Índices de disparidade de renda

Primeiramente uma análise do índice de Gini de disparidade é observada para cada grupo de interesse. A tabela a seguir resume estes dados.

Tabela 21 – Índice de Gini por grupos populacionais – Brasil 2014

Grupos populacionais		Geral	Raça=0	Raça=1	RM=0	RM=1
Total		0.543	0.502	0.557	0.498	0.591
Mulheres		0.534	0.480	0.552	0.482	0.585
Homens		0.549	0.513	0.559	0.507	0.593
Solteiro		0.506	0.470	0.526	0.465	0.548
Casado		0.551	0.516	0.570	0.492	0.608
Separado		0.535	0.493	0.545	0.485	0.582
Viúvo		0.562	0.503	0.597	0.488	0.642
Mulheres	Solteiras	0.508	0.454	0.536	0.457	0.556
	Casadas	0.510	0.495	0.513	0.494	0.521
	Separadas	0.529	0.463	0.548	0.451	0.593
	Viúvas	0.503	0.530	0.465	0.486	0.521
Homens	Solteiros	0.504	0.479	0.517	0.469	0.541
	Casados	0.572	0.527	0.596	0.488	0.646
	Separados	0.535	0.511	0.535	0.506	0.563
	Viúvos	0.661	0.418	0.747	0.487	0.773

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

Adicionalmente, uma decomposição do índice de disparidade de Theil pode dar uma ideia de se o casamento alavanca a diferença de renda entre os gêneros. A tabela a seguir relaciona os dados quanto a esta decomposição:

Tabela 22 – Índices de Gini e Theil e Decomposição do índice de Theil-T devido a desigualdade devido ao gênero – Brasil 2014

	Gini	Theil -T	Intra grupo	Entre grupos
Geral	0.543	0.474	0.465	0.009 (1.90%)
Solteiros	0.506	0.373	0.416	0.002 (0.62%)
Casados	0.551	0.463	0.423	0.014 (2.98%)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

Nota-se que o grupo de Casados, a partir do índice de Gini, é o grupo mais desigual dentre os apresentados. Uma nota deve ser feita neste ponto, o índice de Theil não deve ser diretamente comparado entre populações diferentes uma vez que seu limite superior depende do tamanho amostral, por isto utilizamos o índice de Gini para esta comparação. O índice de Theil não é comparado diretamente, o que deve-se comparar é a proporção da desigualdade que pode ser explicada pela diferença entre os gêneros, isto é, a última coluna da tabela acima. Assim nota-se que a diferença de renda devido à diferença de renda entre homens e mulheres é maior para os casados (cerca de 3%) comparativamente com os solteiros (cerca de 0,6%).

Assim nota-se que o casamento aumenta o poder da diferença de renda entre sexos explicar a diferença de renda total, indicando que o casamento aumenta a diferença de renda entre os sexos, e assim contribui para uma maior desigualdade de renda total.

1.3.1 Regressões quantílicas condicionais e não condicionais

Nesta seção serão abordados os resultados das regressões quantílicas tradicionais, isto é, as condicionais e as não condicionais. Foram realizadas ambas as metodologias sem correção de viés de seleção uma vez que para regressões quantílicas incondicionais não há provas de que a mesma técnica aplicada à regressão condicional implica em resultados não viesados.

O foco principal será as regressões não condicionais, uma vez que o objetivo é avaliar a evolução dos impactos do casamento por toda a distribuição salarial (não condicionada a grupos de variáveis explicativas). Temos quatro grupos de estado civil: solteiros, casados, separados e viúvos. A análise é feita para dois grupos comparativos: solteiros x outros estados civis, solteiros x casados. Esta comparação é importante para observar se o estado civil solteiro contrapondo ao resto da população.

Para estes dois grupos comparativos foram feitas análises quantílicas em vários níveis: geral, para mulheres, para homens, para brancos e para não brancos. No total para 5 níveis, os resultados estão descritos na tabela a seguir e na figura 1 e 2.

Tabela 23 – Regressões quantílicas condicionais e não condicionais para solteiros versus outros estados civis e versus casados – Brasil 2014.

Nível	Regressão Quantílica	Quantil								
		0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Solteiros x Demais estados civis										
Total	Condicional	-0.014	-0.015	-0.018	-0.013	-0.026	-0.031	-0.026	-0.022	-0.025
	Não condicional	-0.003	-0.008	-0.010	-0.025	-0.020	-0.011	-0.031	-0.030	-0.055
Mulheres	Condicional	-0.009	-0.017	-0.017	-0.010	-0.011	-0.021	-0.020	-0.018	-0.035
	Não condicional	0.042	0.005	0.002	0.012	0.010	0.007	0.021	0.017	-0.005
Homens	Condicional	-0.046	-0.052	-0.063	-0.068	-0.078	-0.076	-0.076	-0.075	-0.083
	Não condicional	0.008	-0.004	-0.004	-0.030	-0.011	-0.026	-0.028	-0.026	-0.091
Não Brancos	Condicional	-0.013	-0.014	-0.022	-0.023	-0.031	-0.034	-0.035	-0.025	-0.020
	Não condicional	0.027	-0.004	-0.007	-0.047	-0.047	-0.013	-0.051	-0.040	-0.044
Brancos	Condicional	-0.019	-0.009	-0.012	-0.013	-0.020	-0.022	-0.029	-0.025	-0.053
	Não condicional	-0.011	-0.013	-0.021	-0.012	-0.007	-0.020	-0.011	-0.031	-0.038
Solteiros x Casados										
Total	Condicional	0.016	0.017	0.013	0.012	0.007	-0.001	0.007	0.000	-0.010
	Não condicional	0.037	0.005	0.001	0.002	-0.003	0.000	-0.002	-0.003	-0.050
Mulheres	Condicional	0.016	0.008	0.014	0.006	0.027	0.018	0.024	0.029	-0.024
	Não condicional	0.042	0.005	0.002	0.012	0.010	0.007	0.021	0.017	-0.005
Homens	Condicional	-0.002	0.015	-0.012	0.001	-0.012	-0.019	-0.021	-0.023	-0.044
	Não condicional	0.008	-0.004	-0.004	-0.030	-0.011	-0.026	-0.028	-0.026	-0.091
Não Brancos	Condicional	0.008	0.014	0.015	0.011	0.003	-0.001	0.003	0.005	-0.004
	Não condicional	0.041	0.003	0.000	0.015	0.007	-0.002	0.001	-0.009	-0.021
Brancos	Condicional	0.018	0.017	0.008	0.010	0.002	0.009	-0.009	0.000	-0.039
	Não condicional	0.005	0.001	-0.005	-0.012	-0.001	0.008	-0.009	-0.003	-0.022

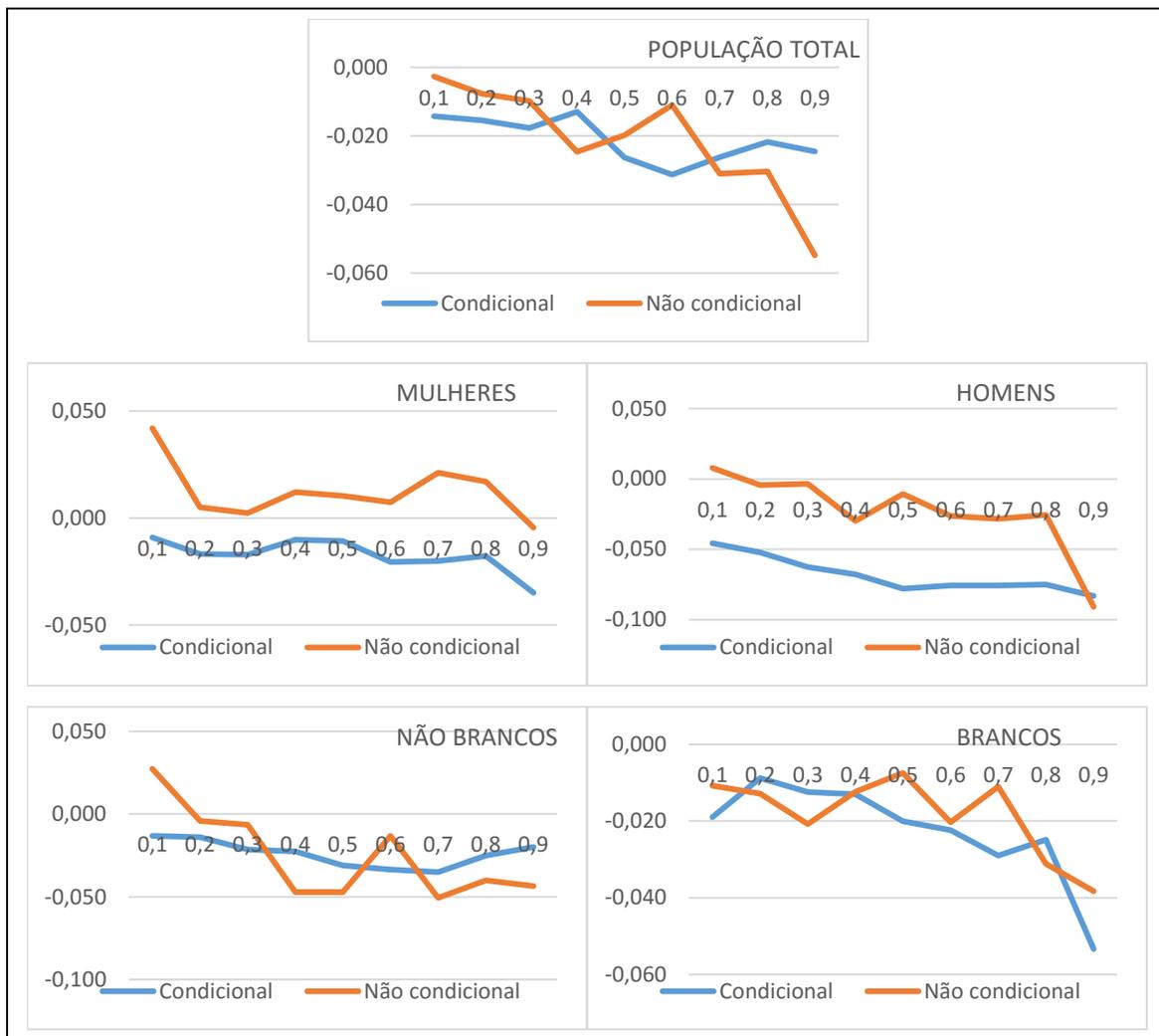
Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

Nota-se que há diferença entre os resultados das regressões que são condicionais e as não condicionais, assim, quaisquer interpretações devem salientar qual a técnica utilizada. Na busca de não repetir o erro de interpretação de outros trabalhos, os quais fazem interpretações incondicionais a resultados condicionais, agregamos a esta metodologia, que salvo pequenas exceções os resultados das técnicas de regressão quantílica condicional e não condicional são diferentes. Atemo-nos apenas às interpretações das evoluções nos quantis não condicionais, as diferenças entre os resultados são facilmente observadas nas figuras 1 e 2.

Note que, a característica estado civil, tem a peculiaridade de não ser retrocedente quanto a casados e solteiros, isto é, um homem que deixou o estado civil solteiro não retorna a este, podendo sair do estado civil casado, mas passando para o estado de separado ou viúvo. Ademais viúvos e solteiros podem voltar a ser casados, mas jamais solteiros novamente. Salienta-se isto porque, os ganhos salariais advindos do casamento têm a particularidade de serem permanentes, a solteirice, e suas penalidades salariais comparativas aos demais estados

civis, não retornam.

Figura 1-Efeitos nos decis do estado civil solteiro x demais estados civis – Brasil 2014



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

Tendo em vista um melhor entendimento um resumo sobre os efeitos quanto ao sinal e sua evolução nos decis da distribuição salarial não condicional estão descritos a seguir:

Quadro 7 – Resumo dos comportamentos na regressão quantílica não condicional para solteiros x demais estados civis e casados – Brasil 2014.

Tipo de análise resumo		Solteiros x Demais estados civis	Solteiros x Casados
Sinal do efeito	Positivo	Mulheres (exceto último decil), Homens (apenas primeiro decil), não brancos (apenas primeiro decil)	População total (primeiro decil), mulheres (exceto último decil), homens (primeiro decil), não brancos (exceto último decil)
	Negativo	População de forma geral, homens, não brancos (exceto primeiro decil) e brancos	População total (ultimo decil), mulheres (ultimo decil), Homens (exceto primeiro decil), não brancos (ultimo decil), Brancos.
Evolução nos decil	Maior penalização	Para todos os grupos populacionais é nos últimos decis da distribuição.	Para todos os grupos populacionais é nos últimos decis da distribuição.
	Menor penalização	Primeiros decis para população total, mulheres, homens, não brancos, a exceção para brancos onde um comportamento de menor penalização é encontrado nos decis 0,5 e 0,7.	Primeiros decis para população total, mulheres, homens, não brancos, a exceção para brancos onde um comportamento de menor penalização é encontrado nos decis 0,5 e 0,7.

Fonte: Elaboração própria.

Observa-se então que, de fato, o casamento implica em um bônus salarial para o sexo masculino e em uma penalização para o sexo feminino. E ainda que este comportamento também é valido ao observar os solteiros comparativamente aos demais, assim o estado civil solteiro é o estado de penalização salarial para homens e de bonificação salarial para as mulheres. Assim o casamento funciona como sinalizador positivo para homens na hora de contratações, já para mulheres parece ser mais uma barreira salarial.

E ainda, nota-se que, entre os homens os maiores ganhos do casamento estão nos últimos decis e as menores penalizações para as mulheres também estão neste decil. Um efeito não monótono, mas decrescente pode ser observado no comportamento dos efeitos da solteirice

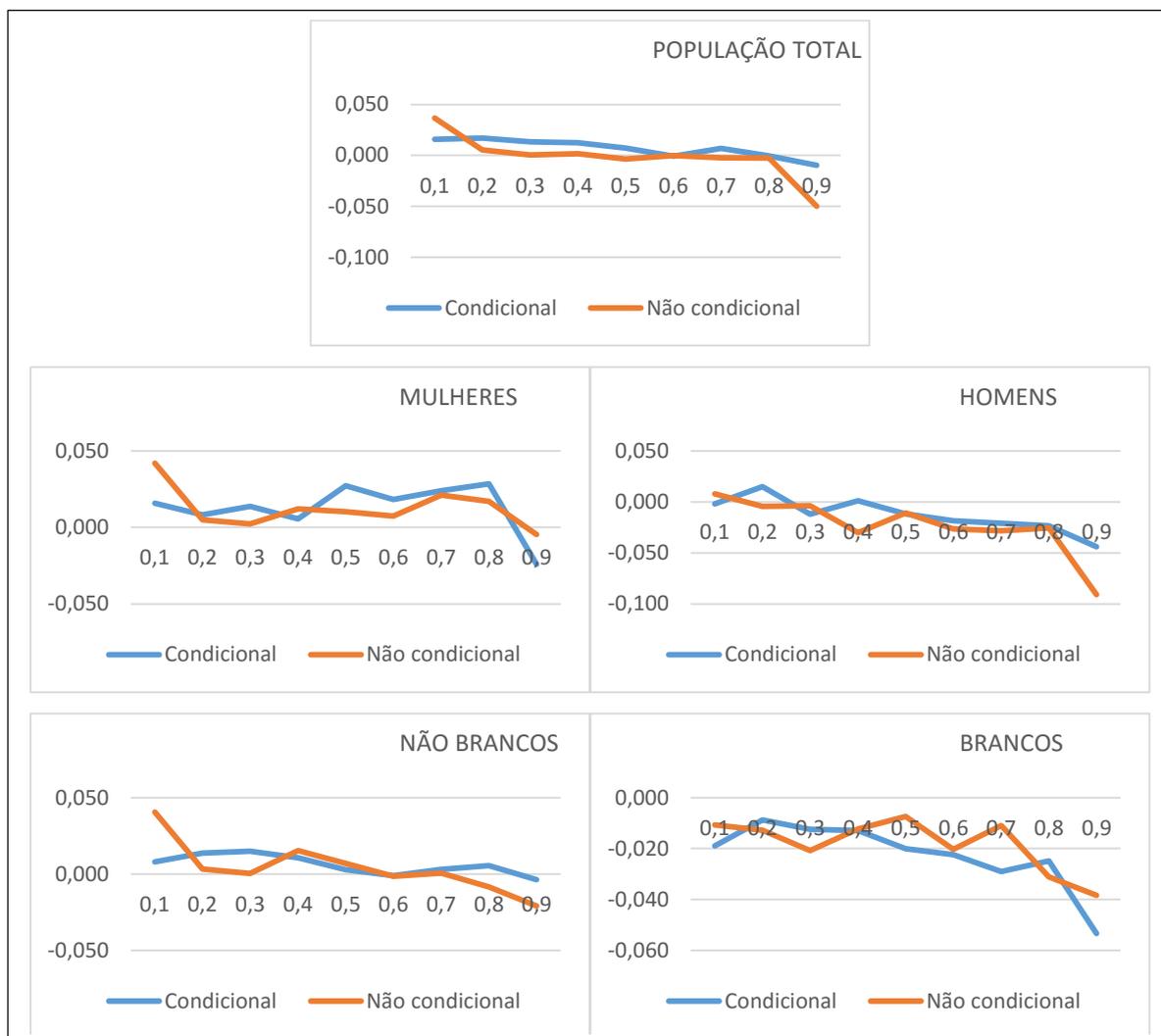
nos decis salariais.

Já quanto a raça é importante observar que para os brancos os efeitos de ser solteiro são negativos, tanto quando comparados apenas com os casados quanto quando comparados com todos os estados civis. Já para os não brancos é possível observar que quando se compara os solteiros com todos os outros estados civis há um bônus salarial de ser solteiro apenas no primeiro decil. Quando se compara apenas com os casados a bonificação de ser solteiro chega até o decil 0,7, havendo penalização apenas nos decis 0.8 e 0.9.

Assim o casamento implica em bônus salarial para os brancos, mas não para os não brancos que apresentam um bônus somente se estiverem nos últimos decis salariais.

Desta forma há indícios de que o casamento possa ser um amplificador de diferenças salariais entre os gêneros pois encontramos bônus para homens e penalizações para mulheres, o que é uma constante em praticamente todos os decis. Um resultado adicional, no sentido de completar a análise é a diferença de comportamento entre as raças, indicando que o casamento premia os brancos.

Figura 2 – Efeitos nos decis para o estado civil solteiro x casado – Brasil 2014



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

1.3.2 Decomposições da diferença de renda – Decomposição de FFL (2009)

A decomposição de FFL (2009), de forma similar à decomposição de Oaxaca Blinder divide a diferença de renda entre dois grupos entre uma parte explicada pelos atributos pessoais considerados e outra parte que considera o não explicado. A primeira parte se deve a diferenças nas características enquanto a segunda é definida pela diferença entre os retornos dos atributos, assim explicada pela diferença da característica que separa os grupos. Neste caso estudamos a diferença de rendimentos entre solteiros e não solteiros (somente relativo a casados e depois relativo aos demais estados civis). A tabela da próxima página resume a decomposição para cinco grupos populacionais: população total, homens, mulheres, brancos e não brancos.

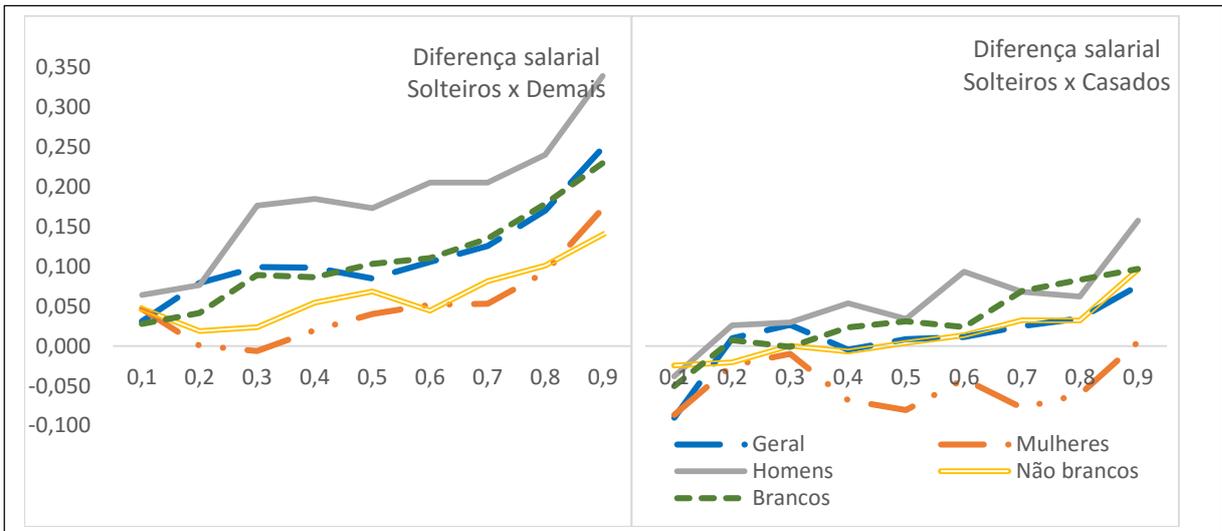
A primeira análise para ser feita é a da diferença salarial que encontramos ao comparar solteiros e casados ou solteiros e demais estados civis. Considerando a análise principal deste trabalho, observe que a diferença salarial entre casados e solteiros é positiva para os homens, indicando que os casados ganham mais, a única exceção é o primeiro decil. Já para as mulheres é negativa, portanto as mulheres solteiras ganham mais que as casadas. Assim por esta metodologia, assim como nas demais foi possível notar que há efeitos opostos do casamento sobre a composição salarial de homens e mulheres indicando uma penalização para as mulheres e um bônus para os homens (a partir do segundo decil). Os dados da decomposição de Oaxaca, para a média corroboram os resultados para toda a distribuição salarial não condicional. Nota-se, porém, que a diferença salarial tem um comportamento diferente ao se considerar os demais estados civis relativamente aos solteiros. Além de aumentar a diferença salarial encontrada para os homens, para as mulheres é possível notar que não há uma penalização constante nos decis, só é encontrada penalização no segundo decil. Estes resultados indicam que o prêmio salarial obtido pelos homens é permanente e ainda pode aumentar quando ele se separa ou fica viúvo. Porém para as mulheres demonstra que há ganhos ao sair do estado de casada para solteira ou viúva, indicando que estes estados civis diferentemente do casamento levam a maiores salários.

Tabela 24- Decomposição FFL e Oaxaca Blinder para o Brasil 2014 / Grupos de comparação Solteiros x demais estados civis

Grupo	Termos da decomposição	Decil									Oaxaca Média
		0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	
Solteiros x Demais estados civis											
Geral	Diferença	0.031	0.079	0.099	0.099	0.085	0.106	0.126	0.171	0.249	0.163
	Explicado	0.009	0.018	0.038	0.050	0.041	0.053	0.082	0.097	0.151	0.086
	Não explicado	0.023	0.062	0.061	0.048	0.044	0.053	0.043	0.073	0.099	0.077
Mulheres	Diferença	0.047	0.001	-0.006	0.020	0.041	0.052	0.053	0.093	0.173	0.083
	Explicado	-0.004	0.006	0.008	0.022	0.045	0.044	0.054	0.061	0.072	0.050
	Não explicado	0.051	-0.006	-0.014	-0.002	-0.004	0.008	0.000	0.032	0.101	0.032
Homens	Diferença	0.064	0.077	0.177	0.185	0.173	0.206	0.205	0.240	0.339	0.184
	Explicado	0.050	0.045	0.094	0.079	0.081	0.089	0.134	0.110	0.187	0.136
	Não explicado	0.014	0.031	0.083	0.106	0.093	0.117	0.072	0.130	0.152	0.049
Não brancos	Diferença	0.047	0.019	0.024	0.055	0.069	0.044	0.082	0.101	0.140	0.063
	Explicado	0.011	0.007	0.008	0.021	0.038	0.085	0.042	0.055	0.121	0.048
	Não explicado	0.036	0.011	0.015	0.034	0.031	-0.041	0.040	0.047	0.019	0.015
Branços	Diferença	0.028	0.041	0.089	0.087	0.103	0.111	0.135	0.179	0.230	0.110
	Explicado	0.020	0.069	0.056	0.045	0.053	0.074	0.107	0.197	0.212	0.087
	Não explicado	0.008	-0.027	0.033	0.041	0.051	0.037	0.029	-0.018	0.018	0.023
Solteiros x casados											
Geral	Diferença	-0.090	0.010	0.027	-0.004	0.009	0.012	0.025	0.035	0.076	0.065
	Explicado	-0.065	-0.014	-0.007	-0.010	0.000	0.004	0.016	0.002	-0.015	0.000
	Não explicado	-0.025	0.024	0.034	0.006	0.009	0.008	0.009	0.033	0.090	0.064
Mulheres	Diferença	-0.086	-0.024	-0.010	-0.068	-0.080	-0.041	-0.078	-0.061	0.005	-0.012
	Explicado	-0.068	-0.026	-0.011	-0.022	-0.018	-0.022	-0.016	-0.017	-0.036	-0.020
	Não explicado	-0.018	0.002	0.001	-0.046	-0.062	-0.019	-0.062	-0.043	0.041	0.009
Homens	Diferença	-0.038	0.026	0.030	0.054	0.034	0.093	0.068	0.062	0.158	0.031
	Explicado	-0.022	-0.012	-0.013	0.002	0.025	0.015	0.003	0.001	0.008	0.014
	Não explicado	-0.016	0.038	0.042	0.051	0.009	0.079	0.065	0.061	0.149	0.018
Não brancos	Diferença	-0.024	-0.020	0.001	-0.007	0.004	0.014	0.033	0.032	0.096	-0.011
	Explicado	-0.023	-0.014	-0.007	-0.013	-0.007	-0.003	0.012	0.009	-0.013	-0.010
	Não explicado	-0.002	-0.007	0.008	0.006	0.011	0.017	0.021	0.024	0.110	-0.002
Branços	Diferença	-0.050	0.007	-0.001	0.024	0.031	0.024	0.069	0.083	0.097	0.036
	Explicado	-0.016	0.005	0.018	0.026	0.017	0.032	0.026	0.015	0.013	0.034
	Não explicado	-0.034	0.003	-0.019	-0.002	0.014	-0.008	0.043	0.068	0.084	0.002

Fonte: Elaboração do autor a partir de dados da PNAD 2014.

Figura 3 – Diferença salarial solteiros x outros estados civis, geral, gênero e raça.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

Considerando a decomposição de FFL (2009) podemos observar qual a parte desta diferença salarial se deve a diferentes retornos das características produtivas, o que alguns autores destacam como efeito discriminação. A proporção em que este fator explica a diferença salarial varia de acordo com o grupo populacional considerado e quanto aos decis, não havendo um padrão, porém de forma direta é possível observar que o fator discriminatório tem grande importância por praticamente toda distribuição salarial não condicional.

A mesma decomposição aplicada para a diferença de gêneros, para grupos de solteiros e casados é exposta na tabela a seguir:

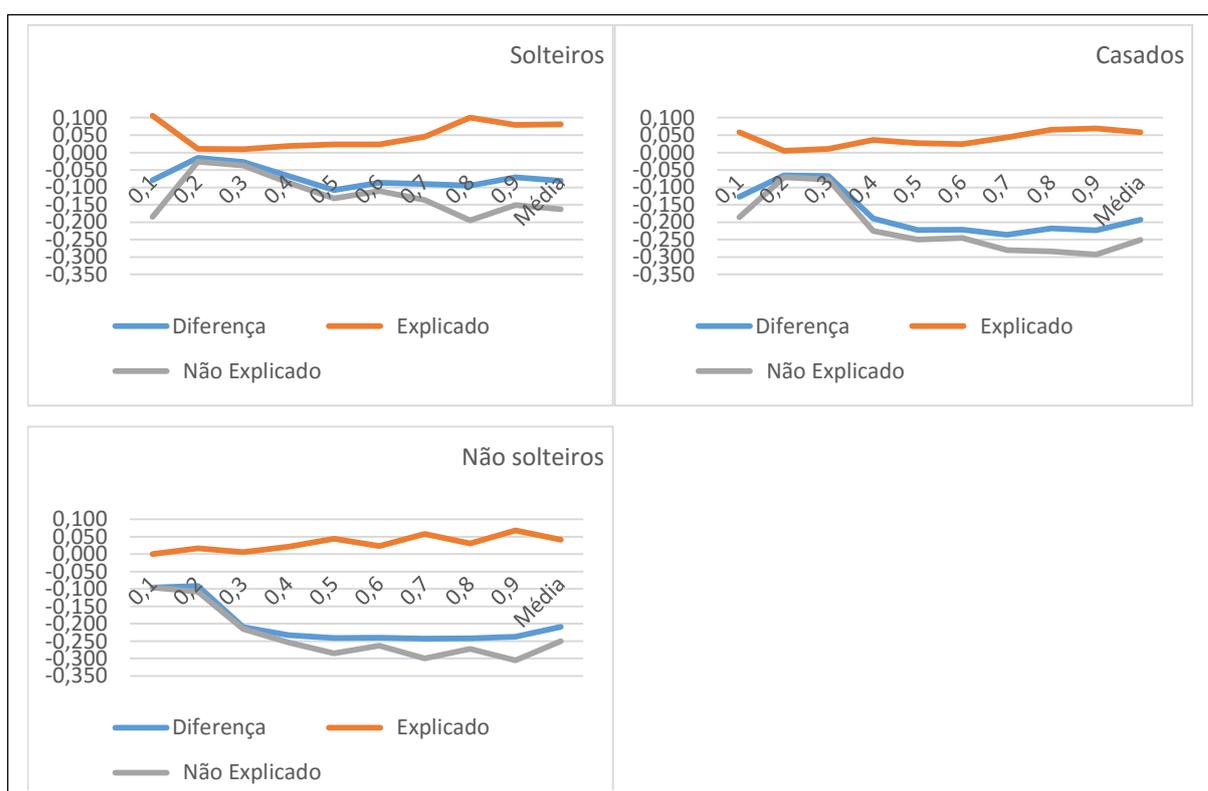
Tabela 25 – Decomposição de FFL e Oaxaca para diferença salarial entre gêneros entre solteiros, casados e não solteiros – Brasil 2014

	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	Média
Solteiros										
Diferença	-0.079	-0.015	-0.027	-0.067	-0.108	-0.086	-0.090	-0.095	-0.071	-0.081
Explicado	0.106	0.010	0.010	0.019	0.023	0.024	0.046	0.100	0.080	0.081
Não explicado	-0.185	-0.026	-0.037	-0.087	-0.131	-0.110	-0.136	-0.195	-0.150	-0.162
Casados										
Diferença	-0.127	-0.066	-0.067	-0.189	-0.222	-0.221	-0.236	-0.218	-0.223	-0.193
Explicado	0.058	0.005	0.010	0.036	0.027	0.024	0.044	0.066	0.069	0.058
Não explicado	-0.186	-0.071	-0.077	-0.225	-0.250	-0.245	-0.280	-0.283	-0.292	-0.251
Não Solteiros										
Diferença	-0.096	-0.091	-0.210	-0.233	-0.241	-0.240	-0.242	-0.242	-0.237	-0.209
Explicado	0.000	0.017	0.005	0.021	0.044	0.023	0.058	0.030	0.068	0.041
Não explicado	-0.096	-0.108	-0.215	-0.254	-0.285	-0.263	-0.300	-0.272	-0.305	-0.250

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

A diferença salarial entre homens e mulheres é maior entre os casados e não solteiros. Isto indica que o estado civil tende a aumentar a diferença salarial. Ainda é possível observar que a maior parte da diferença salarial é explicada pelo fator de diferenças de retornos, indicando que o mercado de trabalho tende a preferir homens. A evolução da diferença salarial e de cada componente pode ser vista no gráfico a seguir:

Figura 4 – Decomposição de FFL (2009) e de Oaxaca Blinder (1973) por gênero



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

Ainda é possível notar que, a diferença salarial entre gêneros aumenta quando estamos em quantis mais avançados da distribuição salarial não condicional, ou seja, as mulheres casadas têm uma diferença salarial relativamente aos homens ainda maior se forem mais ricas.

Assim este resultado associado ao fato de que há penalizações salariais associadas ao casamento para mulheres e um prêmio para os homens, leva à conclusão de que há indícios de que o casamento é um aumentador das diferenças salariais entre os gêneros.

1.4 Considerações finais

A relação entre casamento e o salário foi comprovada com a utilização das metodologias trabalhadas. E os resultados vão de encontro com a hipótese inicial de que há uma penalização salarial para as mulheres e um prêmio salarial para os homens relacionado ao casamento. E este pode ser um dos fatores que contribuem para uma maior disparidade salarial entre os gêneros, contribuindo assim para aumentar a disparidade de renda geral.

Ademais, além da conclusão central alguns pontos podem ser levantados, primeiro não há indícios de que haja aumento de produtividade do sexo masculino após o casamento devido a divisão de trabalho doméstico, uma vez que as horas para solteiros e casados em afazeres domésticos mudam de forma pequena. Em segundo lugar há indícios de que há discriminação no mercado de trabalho contra os homens solteiros e contra as mulheres casadas (tanto observando o fator empregado empregador quando observando a metodologia de decomposição das diferenças salariais).

Em terceiro lugar nota-se que os ganhos advindos do matrimônio são permanentes para o grupo masculino. Porém para as mulheres desfazer um casamento pode levar a maiores salários. Em quarto lugar destaca-se o grupo dos solteiros o pior estado civil quanto a rendimentos para os homens, enquanto para as mulheres o casamento é o que implicou em menores salários. E ainda, quanto a evolução nos decis salariais o maior prêmio matrimonial para os homens é nos últimos decis salariais, já para as mulheres a menor penalização é no último decil salarial, sendo a maior no primeiro decil.

E ainda, os resultados quanto a raça destacaram o grupo mais impactado com o matrimônio o de brancos, com maior bonificação relativa ao casamento, sendo encontrada para os não brancos até mesmo uma penalização, com bonificação somente nos últimos decis da distribuição salarial. As diferenças salariais entre casados e solteiros entre os brancos é maior.

Agregamos ainda a estas conclusões que, como de se esperar, as regressões quantílicas não condicionais tem resultados diferentes das regressões condicionais, sendo necessária a adequação ao objetivo específico de cada trabalho a metodologia que melhor se encaixe.

Algumas ressalvas devem ser feitas: i) não correção do viés de seleção por dois motivos principais, falta de dados que eram necessários nas bases de dados; e não é comprovado que a técnica de Buchisky (2001), usada em regressões quantílicas condicionais, seja a mais apropriada para correções de viés de seleção regressões não condicionais; ii) há variáveis que não são observadas e que são influenciadoras dos níveis salariais como o nível de esforço e de

habilidade específica de cada trabalhador. E de fato isto pode gerar um viés que pode pormenorizar as diferenças salariais encontradas. Deve-se destacar, porém, que isto não desqualifica a tentativa empírica de mensuração de *gaps* salariais devido a características familiares distintas, sendo uma prerrogativa futuras adaptações que possam diminuir quanto mais possível os erros que podem ocorrer

Por fim, o recente aumento do número de casamentos torna a questão dos impactos desta característica em variáveis econômicas ainda mais significativo, principalmente se esta é uma das formas de aumentar a desigualdade de renda brasileira.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABRAHAM, K. G.; FARBER, H. S. "Job Duration, Seniority, and Earnings." *American Economic Review*, 77(3), 1987,278-97.
- ABRAMO, Laís. Desigualdades e discriminação de gênero e raça no mercado de trabalho brasileiro e suas implicações para a formulação de uma política de emprego. **Seminário Nacional Política geral de emprego: Necessidades, opções, prioridades**, OIT, Brasília, 9 e 10 de dezembro de 2004.
- ADLER, Patrick; ÖNER, Özge. Occupational class and the marriage premium: exploring treatment mechanisms. Working paper series: Martin Prosperity Research. Maio de 2013.
- Agüero, J. M.; Marks, M. S. 2011. "Motherhood and female labor supply in the developing world: Evidence from infertility shocks", in *Journal of Human Resources*, Vol. 46, No. 4, pp. 800–826.
- Aguero, J.M; ; Raykar, N. 2011. "Do children reduce their mother's earnings? Evidence from developing countries", Indian Statistical Institute paper, available at: http://www.isid.ac.in/~pu/conference/dec_11_conf/Papers/MindyMarks.pdf
- AMUEDO-DORANTES, Catalina; KIMMEL, Jean. The Family earnings gap and postponement of maternity in the United States. In: *Education and postponement of maternity: Economic Analyses for industrialized countries*. Cap7. P.175-206. Springer: Holanda, 2006.
- AMUEDO-DORANTES, Catalina; KIMMEL, Jean. The Motherhood wage gap for women in the United States: The importance of college and fertility delay. *Fundacion Centro de Estudios Andaluces*. Documento de trabajo. Serie Economía E2004/07. 2004. Disponível em: <http://public.centrodeestudiosandaluces.es/pdfs/E200407.pdf>
- ANDERSON, Deborah J, BINDER, Melissa; KRAUSE, Kate. 2002b. "The Motherhood Wage Penalty: Which Mothers Pay It and Why?" *American Economic Review papers and proceedings* (May) Vol 92, No. 2, pp. 354-358.
- Anderson, Deborah J., Melissa Binder and Kate Krause. 2002a. "The Motherhood Wage Penalty Revisited: Experience, Heterogeneity, Work Effort and Work-Schedule Flexibility," *Industrial and Labor Relations Review*
- ANTECOL, Heather; JONG, Anneke; STEINBERGER, Michael. The sexual orientation wage gap: The role of occupational sorting, human capital, and discrimination. *IZA Discussion paper n.2945*. Julho de 2007. Disponível em: <http://repec.iza.org/dp2945.pdf>
- ANTÓN, José Ignacio; BUSTILHO, Rafael Muñoz. Public-private sector wage differentials in Spain. An updated Picture in the midst of the great Recession. *MPRA Paper No. 48986*, posted 9. August 2013 09:46. Disponível em: <http://www.janton.net/Files/Docs/JIA%20&%20RMB%20%282013%29%20MPRA%2048986.pdf>
- ANTONOVICS, K.; TOWN, R. Are all the good men married? Uncovering the Sources of the marital wage premium. *The American Economic Review*, 94(2), 317-321. 2004
- ANTONOVSKY, AARON. The social meaning of discrimination. *Phylon*:1960.V.21. n.1. 1st qtr 1960. P. 81-95.
- ARCAND, Jean-Louis; D'HOMBRES, Beatrice D. Racial Discrimination in the Brazilian

- Labour Market: Wage, Employment and Segregation Effects, **Journal of International Development**, 16(8), 1053-1066, 2004
- ARROW, K. J. .The theory of discrimination. In **Discrimination in Labor Markets**, ed. O. Ashenfelter and A. Rees. Princeton, N.J., Princeton University Press. 1973
- ASSIS, Renato Silva de; ALVES, Janaína da Silva .Hiato Salarial entre homens e mulheres no Brasil segundo condição migratória: o mercado de trabalho é segregado ou discrimina? *Revista de Economia do Nordeste*, v.45,n.1, p.120-135, jan/mar,2014.
- BADGETT, M. V. Lee. The wage effects of sexual orientation discrimination. *Industrial and labor relations review*. V.48,n.4, julho de 1995. P. 726-739.
- BARDASI, E.; TAYLOR, M. Marriage and wages: a test of the specialization hypothesis. *Economica*, 75(299), 569591. 2008.
- BARDASI, Elena; TAYLOR, Mark. “Marriage and Wages.” ISER WP, No. 2005-1. 2005
- BARG, Katherin, BEBLO, Miriam. The male marital wage premium in Germany: selection versus specialization. Setembro de 2006.
- BARROS, Ricardo Paes de; RAMOS, Lauro & SANTOS, Eleonora. Gender differences in Brazilian labor markets. *Investment in women's human capital*. Chicago University Press, Chicago, 1995, p.380-425.
- BECKER, G. “Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor”, *Journal of Labor Economics*, vol. 3, no. 1, University of Chicago Press, p. 33-58, 1985.
- BECKER, G.S. A Treatise on the Family. Harvard University Press, Cambridge.1981
- BECKER, G.S., LANDES, E.M.; MICHAEL, R.T. An Economic Analysis of Marital Instability,*Journal of Political Economy* 85, 1141–1187. 1977
- BECKER, Gary S. “Human capital, effort, and the sexual divisions of labor”. In: A treatise on the family: enlarged edition,
- Becker, Gary S. 1985. “Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor.” *Journal of Labor Economics* 3(1, Pt. 2): S33-S58.
- BELLAS, Marcia.“The Effect of Marital Status and Wives’s Employment on the Salaries of Faculty Men: The (House) Wife Bonus.” *Gender and Society* 6 (December), 609-622. 1992
- BERGSTROM, T.,; SCHOENI, R. “Income Prospects and Age at Marriage.” University of Michigan CREST Working Paper 92-10, 1992
- Blackburn, M.; Korenman, S. 1994. “The declining marital-status earnings differential”, in *Journal of Population Economics*, Vol. 7, No. 3, pp. 247-270.
- BLACKBURN, McKinley; KORENMAN, Sanders. “The Declining Marital-Status Earnings Differential.” *Journal of Population Economics* 7 (July), 247-270. 1994
- BLAU, Francine & KAHN, Lawrence. Wage structures and gender earnings differentials: an international comparison. *Economica*, vol. 63, 1996, p.29-62.
- BLAU, Francine D.; KHAN, Lawrence M. “The Gender Earnings gap: Learning from International Comparisons”. *The American Economic Review* 8, Papers and Proceedings of the Hundred and Fourth Annual Meeting of the American Economic Association (May 1992): 533-538.
- BLAU, Francine D.; KHAN, Lawrence M. “Wage structure and Gender Earnings Differentials: An international comparison”. *Economica* 63 (May 1996): S29-S62.

- BLAU, Francine; BELLER, Andrea. "Trends in Earnings Differentials by Gender, 1971-1981." *Industrial and Labor Relations Review* 41 (4), 513-529. 1988
- BLINDER, A. S. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates, **Journal of Human Resources**, v.8, autumn, p.436-455, 1973.
- BOWEN, William G.;FINEGAN, Aldrich. *The Economics of Labor Force participation*. Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1969.
- BROWNING, Martin; CHIAPPORI, Pierre-André; WEISS, Yoram. *Family Economics*. Setembro de 2011.
- BUCHINSKY, M. Quantile regression with sample selection: Estimating women's return to education in the U.S., **Empirical Economics**, 26: 87-113, 2001.
- BUCHINSKY, M. The dynamics of changes in the female wage distribution in the USA: A quantile regression approach, **Journal of Applied Econometrics**, 13: 1-30, 1998.
- Budig, M. J.; Misra, J.; Boeckmann, I. 2012. "The mother hood penalty in cross-national perspective: The importance of work-family policies and cultural attitudes", in *Social Politics* Vol. 19, No. 2, p. 192.
- Budig, Michelle J. and Paula England. 2001. "The Wage Penalty for Motherhood," *American Sociological Review*, Vol. 66 (April), pp. 204-225.
- BUDIG, Michelle, HODGES, Melissa J. Differences in disadvantage: Variation in the motherhood penalty across White Women's Earnings Distribution. *American Sociological Review*. V.75, n.5. Outubro de 2010. Pp. 705-728.
- BUDIG, Michelle J.; HODGES, Melissa. "Statistical Models and Empirical Evidence for Differences in the Motherhood Wage Penalty Across the Earnings Distribution: A Reply to Killewald and Bearak." *American Sociological Review*. V.79 (2) 358-364. 2014
- BUDIG, Michelle J. The fatherhood bonus and the motherhood penalty: parenthood and the gender gap in pay. *Third way fresh thinking*. Setembro de 2014. Disponível em: <http://www.thirdway.org/report/the-fatherhood-bonus-and-the-motherhood-penalty-parenthood-and-the-gender-gap-in-pay>
- CAMPANTE Filipe R.; CRESPO, Anna R. V.; LEITE, Phillippe G. P. G. Desigualdade Salarial entre Raças no Mercado de Trabalho Urbano Brasileiro: Aspectos Regionais. **RBE**. Rio de Janeiro 58(2):185-210 ABR/JUN 2004
- CARVALHO, Alexandre Pinto de. *Decomposição do Diferencial de Salários no Brasil em 2003: Uma aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas Amostrais complexas*. Dissertação de Mestrado. Escola Nacional de Ciências Estatísticas. Rio de Janeiro, 2005.
- Caucutt, Elizabeth M., Nezih Guner, and John Knowles. 2002. "Why do Women Wait? Matching, Wage Inequality, and the Incentives for Fertility Delay." *Review of Economic Dynamics*. Vol. 5, pp. 815-855
- CAVALIERI, C.; FERNANDES, R. Diferenciais de Salários por Gênero e por Cor: Uma Comparação entre as Regiões Metropolitanas Brasileiras. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v.18, n.1, p.158-175, jan-mar, 1998.
- Chandler, T.D., Y. Kamo, and J.D. Werbel. 1994. "Do Delays in Marriage and Childbirth Affect Earnings?" *Social Science Quarterly*, Vol. 74, No. 4 (December), pp. 838-853.
- CHERNOZHUKOV, Victor; FERNANDEZ-VAL, Ivan; MELLY, Blaise: Inference on

- counterfactual distributions. Abril de 2009. Disponível em: http://www.mit.edu/~vchern/papers/counterfactual_2012Nov1.pdf.
- CHIODO, Abbigail J. and OWYANG, Michael T. “For Love or Money: Why Married Men Make More”. Federal Reserve Bank of St. Louis. Disponível em: [<http://www.stls.frb.org/publications/re/2002/b/pages/marriage.html>],2002
- CHIODO, Abbigail J., OWYANG, Michael T. Marriage, Motherhood and Money: How do women’s life decisions influence their wages? The Regional Economists – Abril de 2003. Stlowisfed.org.
- CHUN, Hyunbae and LEE, Injae. “Why do married men earn more: productivity or marriage selection?” (Forthcoming in the Economics Inquiry), July 23, 2000.
- CIRINO, J. F.; LIMA, J. E. Diferenças de rendimento entre as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador: uma discussão a partir da decomposição de Oaxaca-Blinder. Revista Econômica do Nordeste. v 43, nº 02, abr-jun.2012.
- COELHO, Danilo; VESZTEG, Robert; SOARES, Fabio Veras. Regressão Quantílica com correção para a seletividade amostral: estimativa dos retornos educacionais e diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil. Ipea, texto para discussão n.1483.Brasília: Abril de 2010.
- CONNELLY, Rachel.. “The Effect of Child Care Costs on Married Women’s Labor Force Participation”. Review of Economics and Statistics4 (February 1992): 83-90
- CONNELLY, Rachel; KIMMEL, Jean. The effects of child care costs on the labor force participation and welfare reciprocity of single mothers: Implications for Welfare reform. Upjohn Institute Working Paper n. 01-69. 2001 Kalamazoo, MI: W.E. Upjohn Institute for employment. Disponível em: http://research.upjohn.org/cgi/viewcontent.cgi?article=1086&context=up_workingpapers
- CORNAGLIA, Francesca; FELDMAN, Naomi E. The Marriage Premium Revisited: The case of professional baseball. Outubro de 2010. Disponível em: <http://cep.lse.ac.uk/seminarpapers/05-10-10-NF.pdf>
- CORNWELL, Christopher; RUBERT, Peter. 1995. “Marriage and Earnings.”Economic Review,Federal Reserve Bank of Cleveland , Q(IV), 10-20. 1995.
- CORNWELL, Cristopher & RUPERT, Peter.Unobservable individual effects, marriage and the earnings of young men. Economic Inquiry. Vol. XXXV, 1997, p. 285-294.
- CUNHA, Mário Silva da; MOURA, Cláudia Sá de. Fatores determinantes da participação e do rendimento do idoso e não idoso no mercado de trabalho brasileiro. A Economia em Revista. V.18.N.2. Dezembro de 2010.
- DANIEL, K. The marriage premium. In M.Tommasi & K. Ierulli, Eds, The new economics of human behavior.pp113-125. Cambridge: CUP, 1995.
- DANIEL, Kermit. Does Marriage Make Men More Productive?, University of Chicago, Population Research Center 92-2, (1992)
- DARITY JR, William; GUILKEY, David K.; WINFREY, William. Explaining Differences in economic performance among racial and ethnic groups in the USA. American Journal of Economic and sociology. V.55, n.4. outubro de 1996.
- DATTA GUPTA, Nabanita, SMITH, Nina; STRATTON, Leslie S. “Is Marriage Poisonous?Are Relationships Taxing? An Analysis of the Male Marital Wage Differential

- in Denmark.” IZA DP No. 1591. 2005.
- Davies, R.; Pierre, G. 2005. “The family gap in pay in Europe: A cross-country study”, in *Labour Economics*, Vol. 12, No. 4, pp. 469–486
- DEATON, A. **The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy**. John Hopkins University Press, 1997.
- DEATON, A.; PAXSON, C. Saving, growth, and aging in Taiwan. In: WISE, D. (ed.). **Studies in the economics of aging**. Chicago: University of Chicago Press, 1994.
- DINARDO, J.; FORTIN, N.; LEMIEUX, T. Labor market institutions and the distribution of wages: 1973-1992: A semi-parametric approach. *Econometrica*, 64:1001-1044. 1996
- Drolet, Marie. 2002. “Wives, Mothers, and Wages: Does Timing Matter?” unpublished manuscript, Statistics Canada, No. 186.
- DUNCAN, Greg J.; HOLMLUND, Bertil Holmlund. “Was Adam Smith Right After All? Another Test of the Theory of Compensating Wage Differentials.” *Journal of Labor Economics*, 1(4), October, 366-379. 1983.
- Dupuy, A.; Fernández-Kranz, D. 2011. “International differences in the family gap in pay: The role of labour market institutions”, in *Applied Economics*, Vol. 43, No. 4, pp. 413–438
- EHRENBERG, R. G.; SMITH, R. S. **A Moderna Economia do Trabalho**. Teoria e Política Pública. Cap.13. São Paulo: Makron Books, 2000.
- Ejrnaes, M.; Kunze, A. 2013. “Work and wage dynamics around childbirth”, in *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 115, No. 3, pp. 856–877
- Ellwood, David T. and Christopher Jencks. 2001. “The Growing Differences in Family Structure: What Do We Know? Where Do We Look for Answers?” Manuscript prepared for the New Inequality Program supported by the Russell Sage Foundation (August), 99 pgs
- Felfe, C. 2012. “The motherhood pay gap: What about job amenities?”, in *Labour Economics*, Vol. 19, No. 1, pp. 59–67.
- FERREIRA, Francisco H. G.; LITCHFIELD, Julie A. Desigualdade pobreza e bem-estar no Brasil – 1981/95. In: HENRIQUES, RICARDO (ORG), **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. Cap.2 p.49-80.
- FIGART, Debora M.; WARNECKE, Tonia L. (ed). *Handbook of research on gender and economic life*.
- Firpo, Sergio, Nicole M. Fortin, and Thomas Lemieux (2007), *Decomposing Wage Distributions using Recentered Influence Functions Regressions*, mimeo, University of British Columbia. Junho de 2007. Disponível em: http://economie.esg.uqam.ca/upload/files/seminaires/Lemieux_Thomas.pdf
- FITZENBERGER, Bernd, KOENDER, Roger, MACHADO, José A F. (editores). *Economic Applications of quantile regression*. Springer-Verlag, Berlin: 2002.
- FLORIDA, R. *The rise of the creative class*: Basic Books New York. 2004
- FORTIN, Nicole; FIRPO, Sergio; LEMIEUX, Thomas. *Decomposition methods in Economics*. NBER Working Paper n. 16045. Junho de 2010.
- Francine D. Blau and Marianne Ferber. *The Economics of Women, Men, and Work*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1992.
- FUCHS, Victor R. "Differences in Hourly Earnings Between Men and Women." *Monthly*

- Labor Review 94 (May 1971): 9-15.
- GALE, William G.; PENCE, Karen M.. Are successive generations Getting Wealthier, and if so, Why? Evidence from the 1990s. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:2006.
- Gamboa, L. F.; Zuluaga, B. 2013. "Is there a motherhood penalty? Decomposing the family wage gap in Colombia", in *Journal of Family and Economics Issues*, Vol. 34, No. 4, pp. 412–434
- Gangl, M.; Ziefle, A. 2009. "Motherhood, labor force behavior, and women's careers: An empirical assessment of the wage penalty for motherhood in Britain, Germany, and the United States", in *Demography*, Vol 46, No. 2, pp. 341–369.
- Gardeazabal, J., and A. Ugidos. More on identification in detailed wage decompositions. *The Review of Economics and Statistics* 86: 1034–1036. 2004
- Gash, V. 2009. "Sacrificing their careers for their families? An analysis of the penalty to motherhood in Europe", in *Social Indicators Research*, Vol. 93, No. 3, pp. 569–586
- GINTHER, D. K.; ZAVODNY, M. (2001). Is the male marriage premium due to selection? The effect of shotgun weddings on the return to marriage. *Journal of Population Economics*, 14(2), 313-328.
- GINTHER, Donna; ZAVODNY, Madeline. 2001. "Is the Marriage Premium Due to Selection? The effect of Shotgun Weddings on the Return to Marriage." *Journal of Population Economics* 14 (May), 313-328. 2001.
- Glauber, V.. 2012, "Women's work and working conditions: Are mothers compensated for lost wages?", in *Work and Occupations*, Vol. 39, No. 2, pp. 115–138.
- GOLDIN, Claudia. The Quiet Revolution that Transformed Women's Employment, Education, and Family., *American Economic Review*, 90 (2006), 1-21
- GORNICK, Janet; MEYERS, Marcia K.; ROSS, Katherin E. Public Policies and the employment of mothers: a cross-national study. *Social Science Quarterly*, v.79, n.1, p.35-54, 1998. Disponivel em: https://www.baruch.cuny.edu/wsas/academics/political_science/documents/SSQarticle1998.pdf
- GRIMSHAW, Damian, RUBERY, Jill.. The motherhood pay gap: A review of the issues, theory and international evidence. INTERNATIONAL LABOUR OFFICE. Conditions of work and employment series n.57. Inclusive labour markets, labour relations and working conditions branch. Geneva:2015.
- GRONAU, Reuben, The Theory of Home Production: The Past Ten Years, *Journal of Labor Economics* , 15 (1997), 197-205
- Gustafsson, Siv. 2001. "Optimal Age at Motherhood. Theoretical and Empirical Considerations on Postponement of Maternity in Europe," *Journal of Population Economics*, Vol. 14, pp. 225-247.
- Gutiérrez, D. "Efectos de la fecundidad sobre el ingreso laboral femenino", tesis para optar por el título de magíster en economía, Bogotá, Universidad de Los Andes, Facultad de Economía, 40 pp. 2008.
- HAMILTON, Lawrence C. *Statistics with Stata*. 2002.
- Harkness, S.; Waldfogel, J. 2003. "The family gap in pay: Evidence from seven industrialized countries," in *Research in Labor Economics*, Vol. 22, pp. 369–414

- Harkness, Susan and Jane Waldfogel. Forthcoming. "The Family Gap in Pay: Evidence from Seven Industrialized Countries." *Journal of Labor Research*, V.22, emerald group publishing limited, p. 369-414,2003.
- HECKMAN, J. Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, v.47, n.1, p.153-161, jan., 1979.
- HERSCH, J.; STRATTON, L. S. Household specialization and the male marriage wage premium. *Indus. & Lab. Rel. Rev.*, 54, 78. 2000
- HERSCH, Joni; STRATTON, Leslie. "Household Specialization and the Male Marriage Wage Premium" *Industrial and Labor Relations Review* 54 (October), 78-94. 2000
- HERSCHE, Joni; STRATTON, Leslie. Household specialization and the Male Marital Wage Premium. *Industrial and Labor Relations Review*. Outubro de 2000, V.54,n.1, pp 78-94.
- HEWITT, Belinda, WESTERN, Mark; BAXTER, Janeen. "Marriage and Money: The Impact of Marriage on Men's and Women's Earnings." Discussion Paper DP-007, The University of Queensland, (July). 2002.
- HEWITT, Belinda; WESTERN, Mark; BAXTER, Janeen. Marriage and Money: The impact of marriage on Men's and Women's Earnings. Negotiating the life course discussion paper series. Discussion Paper. Julho de 2002.
- HILL, Martha. 1979. "The Wage Effects of Marital Status and Children." *Journal of Human Resources*, Vol. 14, pp. 579-59
- HILL, Martha. The wage effects of marital status and children. *The Journal of Human Resources*. V. XIV, n.4. 1979. P. 579-594.
- Hodges, M. J.; Budig, M. J. 2010. "Who gets the daddy bonus? Organizational hegemonic masculinity and the impact of fatherhood on earnings", in *Gender and Society*, Vol. 24, No. 6, pp. 717-745.
- IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios –2004, 2014 microdados. Rio de Janeiro: **IBGE, Downloads**
- Iyigun, Murat F. 2000. "Timing of Childbearing and Economic Growth," *Journal of Development Economics*, 61(1), pp:255-69.
- JACOBSEN, Joyce P; RAYACK, Wendy L. Do Men whose wives work really earn less? *The American Economic Review*. V.86, n.2. 1996. Pp. 268-273.
- JANN, Ben (2008). **The Blinde-Oaxaca decomposition for linear regression models. The Stata Journal** 8(4): 453-479.
- JANN, Ben. A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition. ETH Zurich Sociology Working paper n. 5. Maio de 2008. Disponível em: http://www.statoek.wiso.uni-goettingen.de/veranstaltungen/statistical%20consulting/jann_oaxaca%202008.pdf
- JEANDIDIER, Bruno; LIM, Helen. Is there justification for alimony payments? A survey of the empirical literature. Document de travail n° 2015-30. Bureau d'économie théorique et appliquée (BETA). Dezembro de 2015
- Joshi, H.; Paci, P.; Waldfogel, J. 1999. "The wages of motherhood: Better or worse?," in *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 23, No. 5, pp. 543-564.
- JOSHI, Heather; PACI, Piorella. Unequal pay for women and men: evidence from the British birth cohort studies. MIT press, Cambridge, 1998.

- Kellokumpu, J. 2007. Baby and pay: The family gap in Finland, Labour Institute for Economic Research (PT) Working Paper No. 236 (Helsinki)
- KENNY, Lawrence. The accumulation of human capital during marriage by males. *Economic Inquiry*. V. XXI, 1983, p.223-231.
- KILLEWALD, Alexandra; BEARAK, Jonathan . 2014. "[Is the Motherhood Penalty Larger for Low-Wage Women? A Comment on Quantile Regression](#)". *American Sociological Review* 79 (2):350-357.
- KORENMAN, S.; NEUMARK, D. "Does Marriage Really Make Men More Productive." *Journal of Human Resources*, 26(2), 1991, 282-307.
- Korenman, Sanders, and David Neumark. 1992. "Marriage, Motherhood, and Wages." *The Journal of Human Resources*, Vol. 27, No. 2 (Spring), pp. 233-55.
- KORENMAN, Sanders; NEUMARK, David. Marriage, Motherhood, and Wages, *The Journal of Human Resources*, 27 (1992), 233-255.
- KRASHINSKY, Harry A. "Do Marital Status and Computer Usage Really Change the Wage Structure?" *Journal of Human Resources* 39 (3), 774-791. 2004
- Kumlin, J. 2007. "The sex wage gap in Japan and Sweden: The role of human capital, workplace sex composition and family responsibility", in *European Sociological Review*, Vol. 23, No. 2, pp. 203–221.
- LANDAU, Jacqueline; ARTHUR, Michael B. "The Relationship of Marital Status, Spouse's Career Status, and Gender to Salary Level." *Sex Roles*, December 1992, 27(11-12), pp. 665-81
- LE PLAY, Pierre Guillaume FrÈdÈric (1855), *Les Ouvriers Europeens*, reprinted in Catherine Bodard, editor and translator, *Frederic Le Play on Family, Work, and Social Change* (Chicago II: University of Chicago Press, 1982)
- LOH, E. S. Productivity differences and the marriage wage premium for white males. *Journal of Human Resources* , 566-589. 1996.
- LOUGHRAN, D.; ZISSIMOPOULOS, J. (2009). Why Wait? The Effect of Marriage and Childbearing on the Wages of Men and Women. *The Journal of Human Resources*, 44(2), 326-349.
- LOUGHRAN, David S.; ZISSIMOPOULOS, Julie M. "Why Wait? The Effect of Marriage and Childbearing on the Wages of Men and Women." *Journal of Human Resources* 44 (2), 326-349. 2009.
- LOUGHRAN, David S.; ZISSIMOPOULOS, Julie. Why wait? The effect of marriage and childbearing on the wages of men and women. RAND Working paper Março de 2007.
- LOWELL, Peggy A. Race, Gender, and Development in Brazil. **Latin American Research Review**, Volume 20, Numero 3. 1995
- MACHADO, A. F. MATOS, R. S.; *Diferencial de Rendimento por Cor e Sexo no Brasil. Econômica*, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.5-27, jun., 2006.
- MACHADO, A.F.; OLIVEIRA, A. M.; WAJNMAN, S. Sexo frágil? Evidências sobre a inserção da mulher no mercado de trabalho brasileiro. **Série Estudos do Trabalho – Coletânea Gelre**. N.3, ago. 2005
- MACHADO, José A. F. MATA, José. Counterfactual decomposition of changes in wage

- distributions using quantile regression, **Journal of Applied Econometrics** 20(4), p. 445-65. Março de 2005.
- MADALOZZO, Regina; GOMES, Carolina Flores. The impact of civil status on women's in Brazil. *Estudos econômicos*. V42, n.3. São Paulo: 2012.
- MADALOZZO, Regina; GOMES, Carolina Flores. The impacto f civil status on women's wages in Brazil. *Inspere Working Paper* 256/2011. Outubro de 2011.
- MALTHUS, Thomas Robert. (1798), *An Essay on the Principle of Population*, (Edited by Donald Winch, Cambridge: Cambridge Texts in the History of Political Thought, 1992).
- MARINHO, Emerson; NOGUEIRA, Jacqueline. **Discriminação Salarial por raça e Gênero no mercado de trabalho das regiões Nordeste e Sudeste**: Uma aplicação de Simulações contrafactuais e regressão quantílica. 2006
- Markussen, S.; Strøm, M. 2013. The effects of motherhood, paper presented at the 25th European Association of Labour Economists (EALE) conference, Turin, Italy, 19 Sept. 2013
- Martin, Steven P. 2000. "Diverging Fertility Among U.S. Women Who Delay Childbearing Past Age 30." *Demography*. V. 37(n.4), pp. 523-33. Novembro de 2000.
- MELLO, Luciana.. A complexa teia de desigualdade racial e de gênero no mercado de trabalho brasileiro. **Fazendo Gênero 9**: Diásporas, Diversidades, Deslocamentos 23 a 26 de agosto de 2010
- MELLY, B. (2006). Estimation of Counterfactual Distributions using Quantile Regression **Swiss** Institute for International Economics and Applied Economic Research (SIAW), University of St. Gallen, Discussion Paper 50.
- MEULDERS, Daniele; PLASMAN, Robert; HENAU, Jérôme; MARON, Leila; DORCHAY, Sile O. Trabalho e maternidade na Europa, condições de trabalho e políticas públicas. *Cad. Pesqui.* vol.37 no.132 São Paulo Sept./Dec. 2007. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0100-15742007000300006&script=sci_arttext
- Meurs, D.; Pailhé, A.; Ponthieux, S. 2010. "Child-related career interruptions and the gender wage gap in France", in *Annals of Economics and Statistics/Annales d'Économie et de Statistique*, No. 99/100 (July–Dec.), pp. 15–46
- MICHALOPOULOS, Charles; ROBINS, Philip K.; GARFINKEL, Irwin. "A Structural Model of Labor Supply and Child Care Demand". *The Journal of Human Resources* 27 (Winter 192): 166-203.
- MILL, John Stuart (1848), *Principles of Political Economy with some of their Applications to Social Philosophy*, London: Longmans, Green and Co., ed. William J. Ashley, 1909, Seventh edition
- Mincer, J. *Schooling, Experience and Earnings*, National Bureau of Economic Research, 1974
- MINCER, Jacob. *Schooling, experience and earnings*. NBER and Columbia University. 1974. Disponível em <http://www.nber.org/books/minc74-1>.
- MINCER, Jacob; POLACHEK, Solomon. Family Investments in Human Capital: Earnings of Women. *Journal of Political Economy*, 82 (1974), S76-S108
- MIRO, V.; SULIANO, D. Menos desigualdade e fatores persistentes nos diferenciais de rendimentos sob uma ótica regional. In: *Anais XV Encontro Regional de economia*. Julho de 2010

- Molina, J.; Montuenga, V. "The Motherhood Wage Penalty in a Mediterranean Country: The Case of Spain, documento de análisis, IZA Discussion Papers, no. 3574, Institute for the Study of Labor, 2008.
- MOONEY, Marta. "Does It Matter If His Wife Works?" *Personnel Administrator*, January 1981, 26(1), pp. 43-49
- MUELLER, G., PLUG, E. (2004). Estimating the effect of personality on male female earnings. IZA Discussion Paper No. 1254
- MULLIGAN, Casey B.; RUBINSTEIN, Yona. Selection, Investment, and Women Relative Wages since 1975, *Quarterly Journal of Economics*, 123 (2008), 1061-1110
- MUNIZ, Jerônimo Oliveira; RIOS-NETO, Eduardo L. G. Marriage premium among men and women in Brazil. Disponível em: <http://www.ssc.wisc.edu/~jmuniz/muniz%20revised.pdf>. Artigo decorrente da dissertação de mestrado de Jerônimo Oliveira Muniz. CEDEPLAR 2002.
- Murphy Brown Revised: Human Capital, Search and Nonmarital childbearing among educated women. Departamento de economia, Williams College. Março de 2007 Disponível em: http://s3.amazonaws.com/zanran_storage/lanfiles.williams.edu/ContentPages/2453064712.pdf
- NAKOSTEEN, R. A.; ZIMMER, M. A. "Marital Status and Earnings of Young Men: A model with Endogenous Selection." *Journal of Human Resource*, 22(2), 1987, 248-68.
- NAKOSTEEN, Robert; ZIMMER, Michael. "Marital Status and Earnings of Young Men: A Model with Endogenous Selection." *Journal of Human Resources* 22 (Spring), 248-268. 1987.
- NAM, Yunju; HUANG, Jin; HEFLIN, Colleen; SHERRADEN, Michael. Racial and ethnic disparities in food insufficiency: evidence from a statewide probability sample. *Journal of the society for social work and research*. V.6,n.2. verão de 2015.
- Neal, Derek. 2001. "Is the Measured Black-White Wage Gap Among Women Too Small?" (University of Chicago), NBER, November.
- Nestić, D. 2007. Differing characteristics or differing rewards: What is behind the gender wage gap in Croatia?, Institute of Economics (EIZ) Working Paper No. 0704 (Zagreb).
- NEUMARK, David. "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination." *Journal of Human Resources* 23 (3), 279-295. 1988
- NICODEMO, Catia. **Gender gap and quantile regression in European families**. Junho de 2008
- O'DONNELL, O., VAN, Doorslaer, E., WAGSTAFF, A., LINDELOW, M. The concentration index, *in*: 'Analyzing health equity using household survey data', The World Bank, Washington DC: 2008, pp. 95-108.
- OAXACA, R. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, **International Economic Review**, v.14, n.3, p.693-709, oct., 1973.
- OLARDE, Liliana; Ximena, Peña. El efecto de la maternidade sobre los ingresos femeninos. dezembro de 2010. *Ensayos sobre Política Económica*. V.28,n.63. p.193-230. Disponível em: scielo.org.co/pdf/espe/v28n63/v28n63a06.pdf
- OLIVEIRA, Maria Coleta; MARCONDES, Glaucia dos Santos. Contabilizando perdas e ganhos: Maternidade, trabalho e conjugalidade no pós feminismo. *Anais do XIV Encontro*

- Nacional de Estudos Populacionais, ABEP. Caxambu: 20-24 setembro 2004. Disponível em: http://www.abep.nepo.unicamp.br/site_eventos_abep/pdf/abep2004_503.pdf
- ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. Disponível em: <http://www.oit.org.br/>.
- Pal. I.; Waldfogel, J. 2014. Re-visiting the family gap in pay in the United States, Columbia Population Research Center (CPRC) Working Paper No. 14-02 (New York, Columbia University).
- PAZELLO, Elaine Toldo; FERNADES, Reynaldo. A maternidade e a mulher no mercado de trabalho: Diferença de comportamento entre mulheres que têm e mulheres que não têm filhos. Encontro Nacional da ANPEC 2004. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A151.pdf>
- PESSOA, Djalma Galvão Carneiro; SILVA, Pedro Luis do Nascimento. Análise de dados Amostrais complexos. 17 março de 1998. Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/download/livro.pdf>
- PETERSEN, T., PENNER, A.; HOGSNES, G. The Male Marital Wage Premium: Sorting Versus Differential Pay. 2006
- PFEFFER, Jeffrey; ROSS, Jerry. "The Effects of Marriage and a Working Wife on Occupational and Wage Attainment." *Administrative Science Quarterly*, March 1982, 27(1), pp. 66-80.
- PHELPS, Edmund S. The Statistical theory of Racism and Sexism. **American Economic Review** 62(4), 659-61. 1972
- Piras, Claudia.; Ripani, Laura. "The Effects of Motherhood on Wages and Labor Force Participation: Evidence from Bolivia, Brazil, Ecuador and Peru", documento técnico, Sustainable Development Department Technical Papers Series, no. WID-109, Inter-American Development Bank, 2005
- POLACHEK, William. "Potential Biases in Measuring Male-Female Discrimination." *Journal of Human Resources* 10(Spring 1975): 205-29
- POLLLMANN, Daniel, DOHMEN, Thomas, FRANZ, Palm. Robust estimation of wage dispersion with censored data: Na application to occupational Earnings risk and risk attitudes. SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research. N.572. 2013. Disponível em: https://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.425557.de/diw_sp0572.pdf
- RAMOS, Lauro; VIEIRA, Maria Lucia. Determinantes da desigualdade de renda no Brasil nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores. In: HENRIQUES, RICARDO (ORG), **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. Cap.6 p.159-176.
- REIS, M. R.; CRESPO, A. R. V. **Race discrimination in Brazil**: an analysis of the age, period and cohort effects. Rio de Janeiro: Ipea, 2005. Texto para discussão n.1114
- RIBAR, David. "What Do Social Scientists Know about the Benefits of Marriage? A Review of Quantitative Methodologies." IZA DP No. 998. 2004
- RICHARDSON, Katarina. "The Evolution of the Marriage Premium in the Swedish Labor Market 1968-1991." Unpublished Manuscript, Labor Market Policy Evaluation, Uppsala, Sweden, (June). 2000.
- Rindfuss, Ronald R., Philip S. Morgan, Kate Offutt. 1996. "Education and the Changing Age

- Pattern of American Fertility: 1963-1989.” *Demography* 33(3), pp:277-90.
- RODGERS, W. M., STRATTON, L. S. (2005). *The Marital Wage Differential: Race, Training, and Fixed Effects: Discussion Paper*
- RODRIGUES, S.C. *Análise da Estrutura Salarial Revelada pela PPV Incorporando Peso e Plano Amostral*. Rio de Janeiro, 2003. Dissertação de Mestrado, Escola Nacional de Ciências Estatísticas.
- SAAVEDRA, Luz A. *Female Wage inequality in Latin American Labor Markets*. Policy Reserach Working paper 274.The World Bank. Latin America and caribbean Region. Gender Sector Unit. December 2001.
- SALARDI, Paola. *Wage Disparities and occupational intensity by Gender and Race in Brazil: An empirical Analysis Using Quantile Decomposition Techniques*. University of Sussex. Outubro de 2012. Job marker paper. Disponível em: http://www.iza.org/conference_files/worldb2012/salardi_p7646.pdf
- SANCHES, Solange; GEBRIM, Vera Lucia. *O trabalho da mulher e as negociações coletivas*. *Estud. av.* vol.17 no.49 São Paulo Sept./Dec. 2003. ISSN 1806-9592.
- SCHOENI, Robert F. “Marital Status and Earnings in Developed Countries.” *Journal of Population Economics* 8 (November), 351-359. 1995.
- SHAW, K. “The Quit Propensity of Married Men.” *Journal of Labor Economics*, 5(4), 1987, 533-60.
- SILVA, P. L. do N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. *Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral*. *Ciência Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v.7, n. 4, p. 659-670, 2002.
- Simonsen, M.; Skipper, L. 2012. “The family gap in wages: What wombmates reveal”, in *Labour Economics*, Vol. 19, No. 1, pp. 102–112
- SMITH, Adam .*The Wealth of Nations*, (edited by Edwin Cannan,New York: The Modern Library, 1937. 1776
- SOARES, S. S. D. **O Perfil da Discriminação no Mercado de Trabalho – Homens Negros, Mulheres Brancas e Mulheres Negras**. Brasília: IPEA, nov., 2000. (Texto para Discussão, 769).
- SOLBERG, Eric. *Using Occupational Preference in Estimating Market Wage Discrimination: the Case of the Gender Pay Gap* . *The American journal of economics and sociology* [0002-9246] yr:1999 vol:58 iss:1 pg:85 -113
- SOUZA, Paola; SALVATO, M. A. *Decomposição hierárquica da desigualdade de renda brasileira*. *Anais do XXXVI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*. 2008.
- SOUZA, Paola. *A importância da discriminação nas diferenças salariais: Uma análise para o Brasil e suas regiões para os anos de 2002, 2006 e 2009*. Dissertação de mestrado CAEN UFC. 2011. Disponível em: http://www.teses.ufc.br/tde_busca/processaPesquisa.php?pesqExecutada=1&id=5865&PHPSESSID=213764c2283566edb9b42bbdf2cbc4ac
- STRATTON, Leslie S. “Examining the Wage Differential for Married and Cohabiting Men.” *Economic Inquiry* 40 (April), 199-212. 2002
- Taniguchi, Hiromi. 1999. “The Timing of Childbearing and Women’s Wages,” *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 61 (November), pp. 1008-1019

- TANURI-PIANTO, M.; PIANTO, Donald M. Formal-Informal Earnings Differentials in Brazil: A Semiparametric Approach. In: <http://epge.fgv.br/portal/arquivo/1098.pdf>. 2002
- TICSIK, András. Pride and prejudice: employment discrimination against openly Gay Men in the United States. *American Journal of Sociology*. Setembro de 2011. p. 588-626.
- TODD, Erin L. 2001. "Educational Attainment and Family Gaps in Women's Wages: Evidence from Five Industrialized Countries," Luxembourg Income Study Working Paper No. 246, January
- Trappe, H.; Rosenfeld, R. A. 2000. "How do children matter? A comparison of gender earnings inequality for young adults in the former East Germany and the former West Germany", in *Journal of Marriage and Family*, Vol. 62, No. 2, pp. 489–507
- TRZCINSKI, Eileen. "Employers' Parental Leave Policies: Does the Labor Market Provide Parental Leave?". In *Parental leave and Child Care: Setting a Research and Policy Agenda*. Eds Janet Shibley Hyde and Marilyn J. Essex. Philadelphia, PA: Temple University Press, 1991
- Waldfogel, Jane. 1997. "The Effects of Children on Women's Wages," *American Sociological Review*, Vol. 62, pp. 209-217.
- Waldfogel, Jane. 1998a. "The Family Gap for Young Women in the United States and Britain: Can Maternity Leave Make a Difference?" *Journal of Labor Economics*, Vol. 16, pp. 505-545.
- Waldfogel, Jane. 1998b. "Understanding the "Family Gap" in Pay for Women with Children," *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, Issue 1 (Winter), pp. 137-156
- WANG, Fang. The application of quantile regression in analysis of gender earnings gap in China. Junho de 2002. Disponível em: <https://www.ecu.edu/cs-cas/econ/upload/fangwang2.pdf>
- WEISS, Yoram; GRONAU, Reuben. Expected Interruptions in Labor Force Participation and Sex-Related Differences in Earnings Growth. *Review of Economic Studies*, 48 (1981), 607-619
- Wilde, E. T.; Batchelder, L.; Ellwood, D. T. 2010. The mommy track divides: The impact of childbearing on wages of women of differing skill levels, National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper No. w16582 (Cambridge, MA).
- Yun, M-S. A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decompositions. *Economic Inquiry* 43: 766–772. 2005.
- Zhang, X. 2010. "Can motherhood earnings losses be ever regained? Evidence from Canada", in *Journal of Family Issues*, Vol. 31, No. 12, pp. 1671–1688.
- Zhang, Y.; Hannum, E.; Wang, M. 2008. "Gender-based employment and income differences in urban China: Considering the contributions of marriage and parenthood", in *Social Forces*, Vol. 86, No. 4, pp. 1529–1560.
- ZIMMER, Michael. Employer discrimination and the earnings premium of married men: Evidence from quantile regression. *Journal of economics*. V.32. Março de 2006.