



Universidade de Aveiro
2020

**Jéssica Cunha
Alexandre**

**Os mitos da licença de maternidade:
Uma análise ao PIB nos 36 países da OCDE**



Universidade de Aveiro
2020

**Jéssica Cunha
Alexandre**

**Os mitos da licença de maternidade:
Uma análise ao PIB nos 36 países da OCDE**

Dissertação apresentada à Universidade de Aveiro para cumprimento dos requisitos necessários à obtenção do grau de Mestre em Economia, realizada sob a orientação científica da Doutora Maria da Conceição Cristo Santos Lopes Costa, Professora Auxiliar do Departamento de Matemática da Universidade de Aveiro e sob a coorientação científica da Doutora Mara Teresa da Silva Madaleno, Professora Auxiliar do Departamento de Economia, Gestão, Engenharia Industrial e Turismo da Universidade de Aveiro.

Dedico este trabalho ao meu filho e ao meu irmão, porque foi por eles que ganhei coragem para encerrar este capítulo.

Dedico este trabalho ao meu companheiro, por toda a sua paciência e o seu incansável apoio.

Dedico este trabalho à minha mãe, porque foi graças aos seus sacrifícios que cheguei até aqui.

Dedico este trabalho ao meu pai, onde quer que esteja espero que se orgulhe de mim.

o júri

presidente

Prof. Doutora Maria Elisabeth Teixeira Pereira
professora associada do Departamento de Economia da Universidade de Aveiro

Prof. Doutora Maria Cristina Souto de Miranda
professora coordenadora S/ Agregação da Universidade de Aveiro

Prof. Doutora Maria da Conceição Cristo Santos Lopes Costa
professora auxiliar do Departamento de Matemática da Universidade de Aveiro

agradecimentos

Agradeço às minhas orientadoras professora Maria Conceição Costa e Mara Madaleno, porque com toda a compreensão e incentivo ajudaram-me a concluir este capítulo de vida.

Agradeço à minha companheira de mestrado, Magda, porque foi graças ao seu apoio incondicional que consegui forças para completar todas as cadeiras de mestrado.

palavras-chave

Licença de Maternidade; PIB; Emprego; Género

resumo

O presente trabalho propõe-se a averiguar o impacto do aumento do número de semanas de licença de maternidade na economia de um país. Depois de uma breve revisão da literatura sobre o tema, aplicou-se a metodologia, do período de 1990 a 2019. Usando como variável dependente o PIB e como variáveis explicativas a duração da licença de maternidade, o número de horas trabalhadas, a taxa de emprego, a diferença salarial entre géneros, a força de trabalho feminina e a taxa de fertilidade, analisaram-se os resultados de vários modelos, tendo sido indicado como o mais ajustado à análise o processo de estimação Driscoll- Kraay, uma vez que usando perspectivas paramétricas os pressupostos eram violados.

Daqui foi possível concluir que, retirando a taxa de emprego e a diferença salarial entre géneros, a variável principal objeto de estudo, a duração da licença de maternidade, apresenta significância estatística no modelo e que o aumento de uma semana no número de semanas de licença de maternidade obrigatórias de um país conduz a um impacto positivo sobre o PIB, considerando-se o conjunto dos 36 países da OCDE analisados.

Apesar de os resultados indicarem que um aumento do número de semanas de licença de maternidade induz acréscimos no PIB, tal não se verifica se considerarmos todas as variáveis explicativas mencionadas anteriormente simultaneamente, pelo que os decisores de política económica devem ponderar quais os benefícios e os custos associados aquando das definições deste tipo de políticas de natalidade e apoio familiar. Todavia, estes são os resultados para o período em análise pelo que seria importante continuar a estudar o tema e associar outras variáveis que no futuro permitam a tomada de decisão mais consciente e apoiada neste sentido.

keywords

Maternal Leave; GDP; Employment; Gender

abstract

The present work proposes an analysis of the increase in the number of weeks of maternity leave on a country's economy. After a brief review of the literature on the subject, the scientific methodology was applied, from the period 1990 to 2019. Having GDP as a dependent variable and as explanatory variables the duration of the maternity leave, the number of hours worked, the employment rate, the gender wage gap, the female labor force and the fertility rate, several models were applied, and the highest adjustment was provided using the Driscoll-Kraay estimation process, since using the parametric approaches the assumptions were violated.

Hence it was possible to realize that removing the employment rate and the wage gap between genders, the main variable under study, the duration of the maternity leave, revealed statistical significance in the model and it was noticed that the increase of one week in the number of weeks of maternity compulsory leave leads to a positive impact on GDP, considering all the 36 OECD countries analyzed.

Although the results indicate that an increase in the number of weeks of induced maternity leave increases the GDP, this is not the case if we consider all of the explanatory variables mentioned above at once. So economic policy makers must weigh the benefits and the associated costs when defining this type of birth and family support policies. However, these are the results for the period under analysis, so it would be important to continue to study the topic and associate other variables that in the future will pursue more conscious and supported decision making in this regard.

Índice

Índice Tabelas	2
Lista Acrónimos	4
1. Introdução.....	1
2. Revisão da Literatura.....	3
2.1 Relação licença de maternidade e salários/emprego	6
2.2 Evidências empíricas	8
2.3 Relações entre variáveis.....	11
3. Dados e Metodologia.....	15
4. Resultados Empíricos.....	21
5. Conclusões	41
Referências	43
Anexos.....	45

Índice Tabelas

Tabela 1 - Estatística descritiva. -----	21
Tabela 2 - Correlações entre variáveis. -----	22
Tabela 3 - Modelo de efeitos fixos. -----	23
Tabela 4 - Modelo de efeitos aleatórios. -----	24
Tabela 5 - Teste de Hausman. -----	25
Tabela 6 - Análise da heteroscedasticidade. -----	26
Tabela 7 - Análise da heteroscedasticidade no modelo robusto. --	28
Tabela 8 - Análise da heteroscedasticidade no modelo robusto sem a variável taxa de emprego. -----	29
Tabela 9 – Análise da heteroscedasticidade no modelo robusto sem a variável taxa de emprego e diferença salarial entre género. -----	30
Tabela 10 - Análise com processo de estimação Driscoll-Kraay. ---	32
Tabela 11- Análise do processo de estimação Driscoll-Kraay com menos 2 variáveis (txe e dsg). -----	34
Tabela 12 – Análise da estacionariedade dos compostos. -----	35
Tabela 13 – Análise da estimação do PIB com variáveis desfasadas em Driscoll-Kraay sem as variáveis txe e dsg. -----	36

Lista Acrónimos

dsg – diferença salarial entre géneros;

FE – Efeitos Fixos;

ff - força de trabalho feminina (valor logaritmizado);

ht – horas médias trabalhadas (valor logaritmizado);

PIB – Produto Interno Bruto (valor logaritmizado);

RE – Efeitos Aleatórios;

sl – duração da licença de maternidade (em semanas, valor logaritmizado);

txe – taxa de emprego;

txf – taxa de fertilidade;

txPIB – taxa de crescimento do PIB,

1. Introdução

Grandes mudanças se fizeram sentir no século passado, nomeadamente, no que toca ao papel das mulheres na sociedade. É de conhecimento geral, que a força de trabalho feminina aumentou e que houve uma diminuição das diferenças entre géneros, quer a nível de escolaridade, quer a nível de salários. Da mesma forma, as políticas familiares começaram a ser mais faladas e discutidas em vários países e as mulheres começaram a ganhar mais direitos e a obter proteções económicas quando se tornavam mães.

No início do século XXI, a maioria dos países implementou uma série de políticas de licença parental e benefícios familiares, com o objetivo de promover a igualdade entre géneros, maior taxa de fertilidade e desenvolvimento infantil. Estas medidas permitiram que as mulheres pudessem apostar nas suas carreiras, sem desvalorizar a questão da maternidade. No entanto, houve muita oposição e argumentação contra estas medidas, tendo os opositores afirmado que as políticas familiares podem tornar-se um obstáculo a longo prazo para as carreiras das mulheres devido à perda de experiência profissional e aos custos mais altos para os empregadores que contratam mulheres em idade fértil (Olivetti e Petrongolo, 2017). Esta é uma discussão de difícil análise, uma vez que as medidas implementadas variam entre os países.

A licença de maternidade é um componente crucial da política social em todo o mundo. A Organização Internacional do Trabalho (OIT), (ILO, do inglês International Labour Organization) relata que cada um dos seus 167 países membros tem alguma forma de legislação sobre licença de maternidade (ILO, 2010). Esta política está profundamente relacionada com resultados importantes que incluem a saúde das crianças e das mães, as trajetórias de trabalho das mulheres, género/equidade e fertilidade. Esses resultados figuram com destaque na política social, do passado e do presente, em debates em todo o mundo. A licença de maternidade está relacionada com três grandes ideais: boa saúde, trabalho decente e igualdade de género que são frequentemente discutidos nos países desenvolvidos (Guerrero-Carvajal, 2020).

A execução de melhores políticas de licença de maternidade, de acordo com a maioria dos estudos, aumenta a fertilidade, melhora a saúde infantil e aumenta a

participação das mulheres na força de trabalho. Embora esses estudos demonstrem os benefícios das políticas de licença de maternidade, a maioria concentra-se nos países desenvolvidos (Fallon, Mazar e Swiss, 2017).

O presente trabalho procurou analisar o efeito do aumento do número de semanas de licença na economia de um país, através de uma abordagem ao nível macroeconómico do PIB de cada país. Em termos de contributo para a literatura existente, este trabalho procurou atualizar informação conhecida com dados mais recentes, com novas variáveis explicadas e explicativas e com um leque de países em análise mais diversificado, comparativamente com a literatura já existente.

Inicialmente foi feita uma breve abordagem à literatura já existente, tendo como palavra-chave a variável principal em análise, que é a duração da licença de maternidade, em semanas. Seguidamente tentou-se justificar quais as variáveis mais adequadas para justificar as mudanças no PIB e só na fase seguinte se apresenta a investigação e os resultados detalhados e comentados. Finalmente concluímos este trabalho, apresentando algumas das suas limitações e indicando possíveis avenidas de investigação futura.

2. Revisão da Literatura

A licença de maternidade é um direito que as mulheres empregadas elegíveis têm de se ausentar do trabalho no período em torno do parto. Este direito é exclusivo para mulheres e permite a recuperação desde o episódio médico do nascimento. A licença de paternidade é um benefício semelhante direcionado aos pais. A licença parental é um direito que permite aos pais tirar uma folga do trabalho para cuidar dos filhos após o término do período da licença maternidade ou paternidade. Normalmente, pode ser obtido por qualquer um dos pais. No entanto, alguns países têm regras para incentivar a licença de ambos os pais (Guerrero-Carvajal, 2020).

No passado, as mulheres em toda a Europa eram consideradas apenas mulheres domésticas, viviam apenas para tratar da família e da casa, não trabalhavam e, portanto, nem de licenças de maternidade se falava. Ao longo dos anos houve uma evolução dos direitos femininos e com a emancipação da mulher e desenvolvimento dos direitos humanos as mulheres começaram a trabalhar, a procurar a igualdade comparativamente aos homens e começaram também a surgir as proteções no trabalho quando se tornavam mães, tal como a licença de maternidade.

Atualmente, todos os países desenvolvidos dispõem de políticas de licença de maternidade, licença de paternidade e apoios familiares. No entanto, até se alcançar este desenho de políticas familiares, decorreu um processo difícil e demorado que variou entre países e foi melhorado através da captação de novas ideias entre os mesmos. A média da duração do número de semanas de licença de maternidade entre os países da OCDE aumentou de 17 em 1980 para 48 semanas em 2011, no entanto, entre os vários países existiam diferenças muito acentuadas quanto ao número de semanas de licença ao longo dos anos (Thévenon e Solaz, 2013).

Em meados do século XIX, apareceram os primeiros esforços para regular as condições do trabalho feminino nos países industrializados. Inicialmente, em 1840, a Grã-Bretanha e a Suíça foram os primeiros países a adotar restrições específicas aos turnos do trabalho feminino. Seguidamente a maioria dos países europeus restringiu o emprego de mulheres casadas em geral ou em profissões específicas. No final do século XIX, países como Alemanha, Suécia, Áustria, Bélgica, Holanda,

Dinamarca e Suíça introduziram regulamentos explícitos para licença de maternidade (maioritariamente não remunerada) (Olivetti e Petrongolo, 2017).

No início do século XX houve uma interação de ideias entre países europeus, e também a França, Reino Unido, Itália, Espanha e Grécia adotaram regulamentos explícitos para licença de maternidade. Numa fase inicial, as preocupações com a saúde das mães e das crianças desencadearam despedimentos de mulheres poucas semanas após o nascimento dos filhos. Só em raros casos é que a licença de maternidade era obrigatória e acompanhada de proteção ao emprego ou apoio à renda. Em 1919, a Organização Internacional do Trabalho defendia os direitos à maternidade por 12 semanas de afastamento do trabalho no pós-nascimento, combinados com proteção ao emprego e apoio parcial ao rendimento. Porém, só no final do século XX é que a maioria dos países europeus adotou medidas de proteção ao emprego e ao rendimento das mulheres que se tornavam mães (Olivetti e Petrongolo, 2017).

Na década de 1950, o desenho de políticas familiares na maior parte dos países da Europa intensificava as diferenças de género e protegia as mulheres domésticas que eram até então unicamente esposas e mães. Durante a Segunda Guerra Mundial, devido às altas taxas de mobilização militar masculina, as mulheres passaram a ocupar empregos em setores dominados por homens, como a manufatura, o transporte e a indústria militar. Porém, apesar desses desenvolvimentos, as políticas familiares, na maior parte dos países europeus, continuavam a projetar as mulheres para assumirem os seus papéis como mulheres domésticas. Por exemplo, alguns países estenderam os direitos de licença de trabalho sem conceder proteção ao emprego, o que pode ser interpretado como um incentivo às mulheres para sair do trabalho após a maternidade, enquanto aumentam a incerteza sobre a capacidade de retornar ao trabalho numa posição hierárquica semelhante (Ruhm, 1998).

O final das décadas de 1960 e 1970 trouxe mudanças importantes nas provisões para licenças de maternidade e estabeleceu a base para uma legislação mais flexível de políticas familiares modernas. A participação feminina no mercado de trabalho aumentou devido ao facto de alguns países europeus combinarem

períodos de férias com proteção ao emprego e maior apoio ao rendimento durante as pausas, por forma a incentivar a natalidade (Ruhm, 1998).

Se olharmos para a evolução das licenças na Europa, a Suécia foi o primeiro país a introduzir direitos explícitos de licença de paternidade em 1974, permitindo que mãe e pai compartilhassem seis meses de licença parental. Outros países europeus começaram a complementar a licença de maternidade, disponível para as mães na época pós-parto, com a licença de paternidade, disponível para ambos os pais durante os primeiros anos da criança. Estas mudanças, juntamente com o declínio no setor manufatureiro e o enfraquecimento dos sindicatos, contribuíram para a diminuição do número de mulheres domésticas e, portanto, um aumento da mão-de-obra feminina na maior parte dos países europeus (Olivetti e Petrongolo, 2017).

Atualmente, todos os países europeus empreendem esforços por forma a proteger as mães e as crianças recém-nascidas, tais como direitos pagos de licença de maternidade e apoio financeiro na forma de abonos.

2.1 Relação licença de maternidade e salários/emprego

A maioria das políticas familiares procura incentivar a oferta de mão-de-obra feminina. Por exemplo, o cuidado infantil subsidiado procura fornecer substitutos diretos para o cuidado infantil materno, já a licença de maternidade procura permitir que as mães permaneçam ligadas ao mercado de trabalho durante interrupções temporárias de emprego, mantendo o capital humano das empresas (Thévenon e Solaz, 2012).

Algumas soluções podem ser adotadas pelas empresas como acordos de trabalho flexíveis e/ou de *part-time*. No entanto, a licença de maternidade prolongada pode ter efeitos prejudiciais sobre a oferta de trabalho feminino a longo prazo, se induzir as mulheres a ficar longe do local de trabalho por períodos bastante longos, ou períodos repetidos, de forma que as previna de efetivamente retornar ao emprego na mesma empresa (Olivetti e Petrongolo, 2017).

Além desses impactos, as políticas familiares podem levar a decisões de procura de mão de obra por pelo menos dois sentidos. Por um lado, na medida em que parte dos custos desses acordos caem direta ou indiretamente sobre os empregadores, a procura por trabalho feminino (especialmente para mulheres em idade fértil) seria afetada negativamente. Por outro lado, se as políticas familiares facilitarem a continuidade do emprego para as mães e a sua ligação com o mercado de trabalho for ao encontro das ideias dos empregadores, a discriminação contra a contratação das mulheres seria reduzida, pelo que a procura por trabalho feminino seria afetada positivamente (Olivetti e Petrongolo, 2017).

Num mercado de trabalho competitivo, a forma como a implementação de políticas familiares gera mudanças nas proporções dos salários por género é ambígua. Por exemplo, se a legislação sobre salários iguais por género evita efetivamente uma queda nos salários femininos, políticas que aumentem o custo de contratação de mulheres podem levar a uma queda no emprego feminino com salários constantes (Manning, 2003).

Na maioria dos países europeus, as negociações coletivas sobre salários estabelecem salários diferenciados por género e específicos de cargo para cargo. Se esses cargos estão acima dos salários de equilíbrio, a maior parte do efeito da legislação familiar apareceria nas diferenças de género nas taxas de emprego. O

caso de benefícios governamentais no trabalho para trabalhadores com salários mais baixos é diferente, pois implica um aumento na oferta de mão-de-obra feminina, sem nenhum custo extra para os empregadores, levando a um aumento no emprego e a uma queda nos salários pagos pelos empregadores a esses trabalhadores (Manning, 2003).

Se o mercado de trabalho não for perfeitamente competitivo, políticas que facilitem a continuidade das relações trabalho-trabalhador podem ser especialmente valiosas para permitir que as mulheres mantenham o seu capital específico após o parto. Desta forma, os trabalhadores seriam pagos abaixo da sua produtividade marginal, de acordo com a elasticidade salarial da oferta de trabalho para o empregador individual. Já os custos das políticas familiares podem ser absorvidos pela ligação entre o salário e a produtividade marginal, sem um impacto prejudicial no emprego feminino (Manning, 2003).

Os efeitos salariais podem ser alterados sempre que a dedicação contínua ao mercado de trabalho ou a experiência no mercado de trabalho são altamente valiosos para a empresa, como na presença de atritos na procura por outra mão-de-obra, altos retornos à experiência real no mercado de trabalho e mecanismos de feedback positivo sobre as ideias dos empregadores sobre as recentes mães como trabalhadoras. Porém, essas trabalhadoras podem perder vantagem sobre o mercado de trabalho, pelo facto de se terem tornado em mulheres que prestam cuidados aos filhos e, portanto, maior produção doméstica em geral (Olivetti e Petrongolo, 2017).

2.2 Evidências empíricas

As variações internacionais nas políticas familiares são muitas, pelo que são vários os artigos que compararam instituições e resultados de gênero no mercado de trabalho nos países da OCDE.

Os primeiros estudos de Dalto (1989) e Spalter-Roth e Hartmann (1990) indicam que as mulheres ficam desempregadas por menos tempo e recebem salários mais altos, após o nascimento de um filho, se os empregadores oferecerem uma licença de maternidade. No entanto, não lhes foi claro se essas vantagens são realmente causadas pelos direitos ou se resultam de uma seleção não aleatória em empregos que proporcionam o benefício.

Waldfoegel (1994, 1995) contorna parcialmente este problema e afirma que as mães que voltam para a mesma empresa detêm um crescimento salarial substancialmente mais rápido, ficando numa posição diferente daquela em que estavam antes da interrupção por licença de maternidade. No entanto, os seus estudos apresentam muitas limitações, tais como agrupar as mulheres que não usufruíram ou tiveram apenas alguns dias de folga do trabalho, com aquelas que usam licença de maternidade extensa.

Klerman e Leibowitz (1994) examinam os efeitos da implementação de diferentes políticas em torno da licença de maternidade, e, as suas descobertas, embora bastante ambíguas, indicam que os direitos de dispensa do trabalho têm efeitos no emprego que variam de ligeiramente negativos a substancialmente positivos. Posteriormente, Ruhm e Teague (1995) percebem que curtas durações de licença de maternidade estão positivamente relacionadas com os resultados do mercado de trabalho, enquanto as durações mais longas têm menos benefícios, afetando negativamente o mercado de trabalho. Porém, o estudo apresenta algumas falhas como não conseguir perceber em que momento determinado país poderia aumentar a licença de maternidade. Waldfoegel (1996) investiga e descobre pouca evidência sobre os efeitos salariais, mas conclui que as políticas familiares aumentam o emprego.

Um dos primeiros estudos mais aprofundados sobre o tema foi elaborado por Ruhm (1998) onde se mostra o efeito da licença parental no emprego e o salário feminino durante o período de 1969-1993 em nove países da UE que sofreram

mudanças significativas nos seus respetivos períodos de licença. A sua análise indica que períodos curtos (três meses) de direitos pagos levam a um aumento de 3 a 4% nas taxas de emprego feminino, com pouco efeito sobre os salários. No entanto quando se fala de direitos pagos em períodos longos (mais de nove meses), estes levam a um impacto adicional não significativo no emprego, mas com impactos negativos de 3% nos salários das mulheres. Estes efeitos no emprego podem ser explicados pela licença de trabalho protegida e o direito das mães de retornar ao trabalho, bem como pelos efeitos de direito para as mulheres que, de outra forma, não participariam da força de trabalho, mas pretendem acumular trabalho e experiência para se qualificarem posteriormente para benefícios de férias (Ruhm,1998).

Relativamente aos salários, os efeitos negativos surgem após longos períodos de ausência. Estes podem ser causados pela perda da experiência real no mercado de trabalho, bem como pelos custos não salariais para as empresas, como custos de interrupção e substituição. Dados os efeitos da licença no emprego, as mudanças nos salários também podem resultar das mudanças externas na oferta de trabalho feminino e / ou efeitos de seleção na composição do emprego feminino (Ruhm, 1998).

Existem ressalvas na interpretação causal destes resultados, devidamente observadas por Ruhm (1998). Em particular, as estimativas exageram o verdadeiro impacto dos direitos a férias, na medida em que a sua extensão é acompanhada pela implementação de outras políticas voltadas para a família, como cuidados infantis subsidiados. Além disso, as mudanças na oferta de mão-de-obra feminina podem criar apoio político aos direitos de licença parental e levar simultaneamente a direitos estendidos e taxas mais altas de emprego feminino. Mais tarde, Thévenon e Solaz (2012) confirmam inteiramente as descobertas feitas por Ruhm com a elaboração de um estudo feito com dados de 17 países da OCDE com rendimento elevado de 1990 a 2010.

Blau e Kahn (2013) percebem que em 20 anos há um declínio da posição relativa das mulheres americanas na participação da força de trabalho, comparativamente às nações ocidentais economicamente avançadas, que é explicado pelo facto da maioria dos outros países economicamente avançados

impor políticas familiares destinadas a facilitar a participação das mulheres na força de trabalho. Cipollone, Patacchini e Vallanti (2014) através da criação de um índice sintético que inclui licença parental, subsídios familiares e subsídios a idosos, encontram evidências dos efeitos políticos heterogêneos, onde mostram que a participação feminina das mulheres no mercado de trabalho de nível médio e superior é mais sensível às políticas orientadas para as famílias do que a participação de mulheres com menos escolaridade.

Em suma, do lado da oferta, as mulheres podem ter menos incentivos para voltar a trabalhar se o potencial de ganhos e perspectivas de carreira se tornarem menos atraentes. As licenças longas também podem ser gozadas por mães menos apegadas ao emprego e que gostam de passar tempo com os filhos e, portanto, têm menos probabilidade de retomar o trabalho após o período de licença. Em tais circunstâncias, o efeito marginal positivo da duração da licença na oferta de trabalho feminino tende a diminuir à medida que a duração do período de licença aumenta, conforme sugerido por Ruhm (1998).

Do lado da procura, os empregadores também podem reagir ao risco de ter mulheres empregadas em licença de maternidade, mas também a sua reação pode variar com a duração do período de licença. Assim, a licença compulsória aumenta a probabilidade de os funcionários retomarem o trabalho após o nascimento do seu filho recém-nascido e os empregadores obterão, assim, retornos sobre o seu investimento em capital humano (Klerman e Leibovitz, 1994). Nesse caso, o custo dos funcionários em licença suportado pelos empregadores pode ser compensado pelas recompensas futuras de ter funcionários treinados de volta ao trabalho.

2.3 Relações entre variáveis

Tendo em vista a análise pretendida com este trabalho, as variáveis com significado económico a incluir no modelo foram selecionadas de acordo com uma pesquisa bibliográfica prévia, cujas principais observações se apresentam de seguida, precisamente com o intuito de justificar a sua inclusão no modelo.

- *Produto Interno Bruto e Força de Trabalho Feminina*

Aumentar a participação das mulheres na força de trabalho pode dar um impulso maior ao crescimento económico do que o que se imagina. Evidências mostram que mulheres e homens se complementam no processo de produção, gerando um benefício adicional em termos de crescimento, decorrente do aumento do emprego das mulheres, ou seja, o acréscimo de mulheres à força de trabalho deveria gerar mais ganhos económicos do que um aumento igual do número de trabalhadores do sexo masculino. Como as mulheres trazem novas habilidades para o trabalho, reduzir as barreiras à sua participação na força de trabalho produz ganhos em termos de produtividade e crescimento económico resultantes do emprego de mais mulheres, superiores até ao que inicialmente seria expectável. Estudos recentes demonstram que em termos de desigualdade de género, eliminar a diferença entre os géneros pode aumentar o PIB em média em 35% (Lagarde e Ostry, 2018).

- *Produto Interno Bruto e Diferença Salarial entre Géneros*

No que se refere à igualdade de pagamento, não se trata apenas de uma questão de justiça, mas também de uma melhoria da economia, uma vez que as mulheres são quem gasta mais dinheiro em bens. Uma maior igualdade significaria também um aumento da base dos impostos e iria aliviar a pressão dos sistemas de segurança social. Algumas estimativas mostram que uma redução de um ponto percentual da desigualdade salarial entre sexos iria resultar num aumento médio do Produto Interno Bruto em 0,1% (Hofman, Nightingale, Bruckmayer, Sanjurjo, 2020).

- *Produto Interno Bruto e Taxa de Fertilidade*

A relação entre Produto Interno Bruto e taxa de fertilidade tem sido muito discutida ao longo dos anos e com muitas visões diferentes. Uma visão otimista do crescimento populacional considera que o crescimento da população é ao mesmo tempo causa e consequência do crescimento económico. Assim, de acordo com esta perspetiva, quanto maior é a taxa de fertilidade, maior é a dimensão do mercado e, conseqüentemente, maiores são os ganhos decorrentes da divisão do trabalho (Sauvy, 1979). A taxa de fertilidade é favorável ao crescimento económico, uma vez que estimula a inovação e o progresso tecnológico. De acordo com, por exemplo, Boserup (1970), não existe crescimento económico sem que haja um aumento da taxa de fertilidade.

Uma visão mais pessimista, como a de Ricardo (1817), afirma que a taxa de crescimento do investimento estava ligada às taxas de fertilidade. Perante um crescimento da população assistir-se-ia a uma subida do preço dos alimentos e conseqüentemente dos salários. A subida dos salários reduziria o lucro dos capitalistas e, conseqüentemente, o investimento. Essa redução do investimento reduziria o crescimento da produção e, por sua vez, o crescimento económico. O autor introduziu a Lei dos Rendimentos Decrescentes que se traduz numa impossibilidade de crescimento económico de longo prazo.

Apesar de esta discussão ser inconclusiva, considera-se a variável relevante e pretende-se testar a sua influência no presente trabalho.

- *Produto Interno Bruto e Taxa de Emprego*

A influência da taxa de emprego no PIB é sobejamente conhecida desde há muito tempo, em trabalhos como o de Okun (1962), que concluem que o crescimento económico aumenta na medida em que aumenta a taxa de crescimento de emprego. Existem também evidências de efeitos não significativos em alguns países (países ocidentais dos Balcãs), como por exemplo os resultados obtidos por Madzova et al. (2019) que revelam que existe uma correlação negativa entre o crescimento económico e a taxa de desemprego, mas estatisticamente não significativa. No mesmo ano, Mandel e Liebens (2019) concluem por um efeito de

correlação negativo e significativo entre a taxa de desemprego e o crescimento económico nos últimos 50 anos nos EUA.

- *Produto Interno Bruto e Horas Trabalhadas*

Segundo a OCDE, a produtividade do trabalho refere-se ao nível de *output* produzido por cada hora de trabalho e é um motor essencial do crescimento económico e responsável pelas mudanças nos padrões e qualidade de vida das pessoas, além de ser um indicador de competitividade internacional (Freeman, 2008). Liu et al. (2019) construíram um modelo usando dados de 31 países membros da OCDE. Os resultados evidenciaram que as pessoas nos países em desenvolvimento trabalham mais horas por semana do que nos países desenvolvidos, sendo que são os homens que trabalham mais horas. Através da análise empírica verificam que as horas de trabalho atuais estão a exercer um impacto negativo sobre o desenvolvimento nos países da OCDE, especialmente nos países em desenvolvimento onde as pessoas trabalham mais horas. Logo, um aumento no número de horas de trabalho não promove o desenvolvimento de forma eficaz, pois argumentam que as horas de trabalho ao nível individual estão negativamente correlacionadas com a saúde. Concluem ainda que ao nível da organização, as horas de trabalho são um indicador inverso do desempenho organizacional e, que ao nível da sociedade, existe uma relação negativa entre o número de horas de trabalho e o desenvolvimento económico.

3. Dados e Metodologia

Em 2013, Olivier Thévenon e Anne Solaz, no artigo intitulado “*Parental Leave and Labour Market Outcomes: Lessons from 40 Years of Policies in OECD countries*”, estimaram como os efeitos da extensão dos períodos de licença de maternidade concedida após o parto afetam os resultados do mercado de trabalho em idade produtiva, com base em dados obtidos para 30 países de 1970 a 2010. Os autores descobrem que estender a duração da licença de maternidade tem um pequeno efeito positivo na taxa de emprego das mulheres (e negativa na diferença salarial entre homens e mulheres) quando a duração da licença é inferior ao máximo de dois anos. Por outro lado, quando a licença ultrapassa os dois anos, isso acaba por ter um efeito negativo sobre a taxa de emprego de mulheres e contribui para aumentar as diferenças salariais entre homens e mulheres.

Esta dissertação foi inspirada na metodologia usada no artigo referido, apresentando, no entanto, diferenças significativas em termos da abordagem utilizada. Thévenon e Solaz (2013) fazem uma análise microeconómica, em que analisam 30 países da OCDE de 1970 a 2010, usando três variáveis explicadas diferentes, a saber, o número de horas de trabalho, a taxa de emprego e os rendimentos. Como variável explicativa é usada a duração máxima da licença de maternidade em semanas, para cada país, e a análise é conduzida separadamente para homens e para mulheres.

Neste trabalho decorre uma abordagem mais macroeconómica, em que há uma análise, não a 30 países da OCDE, mas sim a todos os 36 países da OCDE por um período de anos diferente de 1990 a 2019 (uma vez que não foi possível encontrar dados úteis de 1970 a 1990). A maior diferença reside nas variáveis usadas, uma vez que se escolheu a variável PIB como variável explicada e como variáveis explicativas a duração do número de semanas de licença de maternidade obrigatórias, o número de horas de trabalho, a taxa de emprego, a força de trabalho feminina e a taxa de fertilidade. Uma vez que a questão principal deste trabalho é tentar perceber se um país é ou não prejudicado pelo aumento do número de semanas de licença, parece adequado avaliar o efeito da variável número de semanas de licença na variável explicada PIB. Sendo naturalmente expectável que a variável PIB sofra influência de vários outros fatores, foram incluídos como

regressores no modelo as restantes variáveis mencionadas (horas trabalhadas, taxa de emprego, força de trabalho feminina, diferença salarial entre géneros e taxa de fertilidade), cuja influência no PIB já foi devidamente documentada. Temos, todavia, consciência de que muitas outras variáveis estão a faltar neste trabalho, como importantes variáveis capazes de explicar o comportamento do produto de um país e da taxa de crescimento do mesmo, mas toda a análise foi feita em termos de *ceteris paribus*, e as variáveis incluídas foram as mais relevantes e identificadas na literatura para a questão de investigação em análise neste trabalho.

Todos os dados relativos a estas variáveis foram extraídos da base de dados da OCDE. É preciso destacar que existe uma diferença saliente entre os dois trabalhos ao nível da variável duração das semanas de licença, uma vez que no artigo de Thévenon e Solaz (2013) a variável duração do número de semanas de licença é a máxima possível, independentemente da percentagem de pagamento, já no presente trabalho a duração do número de semanas de licença é a obrigatória para cada país.

As figuras em Anexo (A.1 e A.2) demonstram as mudanças na variável explicativa principal, ou seja, a duração da licença de maternidade remunerada para os 36 países da OCDE no período de 1990 a 2019. Tal como se pode ver, a duração da licença de maternidade foi sempre constante ou com tendência crescente em todos os países, à exceção de Portugal que apresenta uma linha decrescente. Numa análise geral a todos os países é possível constatar que o Reino Unido é o país que apresenta maior número de semanas de licença e os Estados Unidos o país que apresenta menor número.

Neste trabalho foi realizada uma análise de regressão para dados em painel, e à semelhança da abordagem seguida por Thévenon e Solaz (2013), começou por se testar o modelo de regressão de efeitos fixos, que é o modelo adequado para a situação em que haja interesse apenas em analisar o impacto de variáveis que variam com o tempo. O modelo explora a relação entre o preditor e as variáveis de resultado dentro de uma entidade (país, pessoa, empresa, etc.). Cada entidade tem as suas próprias características individuais que podem influenciar as variáveis explicativas (por exemplo, ser homem ou mulher pode influenciar a opinião sobre determinado assunto; ou o sistema político de um determinado país poderia ter

algum efeito sobre o comércio ou PIB; ou as práticas de negócios de uma empresa podem influenciar o preço das ações). Ao usar o modelo de efeitos fixos (EF), presume-se que algo no indivíduo pode impactar ou influenciar o preditor ou as variáveis de resultado e é necessário controlar isso. Este é o motivo por detrás da suposição da correlação entre o termo de erro da entidade e as variáveis explicativas (remover o efeito dessas características invariantes no tempo para que se possa avaliar o efeito líquido das variáveis explicativas sobre a variável dependente). Outra suposição importante do modelo de EF é que essas características invariantes no tempo são exclusivas do indivíduo e não devem ser correlacionadas com as características de outro indivíduo. Cada entidade é diferente, portanto, o termo de erro de cada entidade e a constante (que captura características individuais) não devem ser correlacionados uns com os outros.

A equação para o modelo de efeitos fixos escreve-se então como:

$$Y_{it} = \beta_1 X_{it} + \alpha_i + u_{it}$$

Onde,

- Y_{it} é a variável dependente, i = entidade e t = tempo;
- β_1 é o coeficiente;
- X_{it} representa uma variável independente;
- α_i ($i = 1 \dots n$) é o termo constante;
- u_{it} é o termo de erro.

Se os termos de erro são correlacionados, então o modelo de EF não é adequado, uma vez que as inferências podem não estar corretas e, portanto, é necessário modelar essa relação (provavelmente usando efeitos aleatórios).

A lógica por trás do modelo de efeitos aleatórios (RE – *random effects*) é que, ao contrário do que sucede com o modelo de efeitos fixos, a variação entre as entidades é considerada aleatória e não correlacionada com o preditor ou variáveis independentes incluídas no modelo. A distinção crucial entre efeitos fixos e aleatórios consiste no facto de o efeito individual não observado incorporar

elementos que são correlacionados com os regressores no modelo, não se esses efeitos são estocásticos ou não (Greene, 2008). Se existem motivos para crer que as diferenças entre as entidades têm alguma influência na variável dependente, então deve-se usar um modelo de efeitos aleatórios. Uma vantagem dos efeitos aleatórios é o facto de se poder incluir variáveis invariantes no tempo (ou seja, género). No modelo de efeitos fixos, essas variáveis são absorvidas pela intercetação. Os erros aleatórios assumem que o termo de erro da entidade não está correlacionado com os preditores, o que permite que variáveis invariantes no tempo desempenhem um papel explicativo variável. Em efeitos aleatórios é preciso especificar as características individuais que podem ou não influenciar as variáveis explicativas. O problema com isso é que algumas variáveis podem não estar disponíveis, levando, portanto, a um viés da variável omitida no modelo. Assim, o modelo de RE permite generalizar as inferências para além da amostra utilizada no modelo.

Tal como já foi referido, tomou-se o Produto Interno Bruto como variável explicada por se considerar a variável como o melhor indicador de impacto económico e a duração da licença de maternidade, em número de semanas, (sl), a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos (txe), a média do número de horas de trabalho (ht), a diferença salarial entre géneros (dsg), a força de trabalho feminina (fff) e a taxa de fertilidade (txf) como as variáveis explicativas, para o período de 1990 a 2019 para os mesmos 36 países da OCDE.

O Produto Interno Bruto (PIB) é a medida padrão do valor adicionado criado por meio da produção de bens e serviços num país durante um determinado período. Como tal, também mede a receita auferida com essa produção, ou o valor total gasto em bens e serviços finais (menos importações).

A duração da licença de maternidade (sl) é medida em semanas e consiste no número de semanas obrigatórias que cada país impôs às mulheres que se tornam mães.

A taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos (txe) é medida como o número de pessoas empregadas entre 25-54 anos como uma percentagem do número total de pessoas nessa mesma faixa etária.

A média anual de horas trabalhadas (ht) é definida como o número total de horas efetivamente trabalhadas por ano, dividido pelo número médio de pessoas empregadas por ano. As horas reais trabalhadas incluem horas regulares de trabalho em tempo integral, meio período, horas extras remuneradas e não remuneradas, horas trabalhadas em empregos adicionais e exclui o tempo não trabalhado por causa de feriados, férias anuais remuneradas, doença própria, lesões e invalidez temporária, licença maternidade, licença parental, escolaridade, greve, e outros motivos. Os dados abrangem empregados e trabalhadores independentes. Este indicador é medido em termos de horas por trabalhador por ano.

A disparidade salarial de gênero (dsg) é definida como a diferença entre os rendimentos médios de homens e mulheres em relação aos rendimentos médios dos homens. Os dados referem-se a trabalhadores a tempo inteiro, por um lado, e a trabalhadores independentes, por outro.

A força de trabalho feminina, ou população atualmente ativa feminina (ftf), compreende todas as mulheres que preencham os requisitos de inclusão entre as ocupadas (emprego civil mais forças armadas) ou desempregadas. As empregadas são definidas como aquelas que trabalham por remuneração ou lucro por pelo menos uma hora por semana, ou que têm um emprego, mas estão temporariamente ausentes do trabalho por motivo de doença, licença ou ação industrial. As forças armadas abrangem o pessoal proveniente do território metropolitano retirado do total da mão-de-obra disponível que serviu nas forças armadas durante o período em consideração, quer estacionado no território metropolitano ou noutra local. As desempregadas são definidas como pessoas sem trabalho, mas à procura ativa de emprego e atualmente disponíveis para começar a trabalhar. Os valores da ftf aparecem em milhares.

A taxa total de fertilidade (txf) num ano específico é definida como o número total de filhos que nasceriam de cada mulher se ela vivesse até ao final dos seus anos férteis. É calculado somando as taxas de fecundidade específicas por idade, conforme definido em intervalos de cinco anos. As razões para o declínio dramático nas taxas de natalidade durante as últimas décadas incluem o adiamento da

formação da família e da procriação e uma diminuição no tamanho desejado das famílias. Este indicador é medido em número de filhos por mulher.

As variáveis PIB, sl, ht e ftf foram logaritmizadas para assim serem mais fáceis de analisar e permitir comparações, e, deste ponto em diante, todos os acrónimos correspondentes se referem às variáveis logaritmizadas. A variável txe. Toda a análise foi feita recorrendo ao *software Stata, versão 16*.

4. Resultados Empíricos

Na tabela 1 apresentam-se algumas medidas de estatística descritiva dos dados. Para todas as variáveis há valores em falta, como se pode ver pelo diferente número de observações na primeira coluna da tabela. As variáveis com menos valores em falta são a variável dependente, o PIB, e a taxa de fertilidade.

Tabela 1 - Estatística descritiva.

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
PIB	1,054	4.414936	.2394602	3.675412	5.082714
sl	936	1.153212	.3271633	0	1.716003
ht	989	3.234401	.0498884	3.139879	3.384174
txe	744	.7863253	.0585336	.529	.898
dsg	607	.1706081	.0846564	.0038	.4726
ftf	983	3.427133	.6378759	1.808211	4.885653
txf	1,050	1.702286	.4038831	.9	3.5

Nota: Elaboração própria a partir do Stata, onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; dsg - diferença salarial entre géneros; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade.

A média das semanas de licença de maternidade é de $10^{1,153212} = 14,23$ semanas, o seu valor mínimo é 0 e o seu valor máximo de 52 semanas, que correspondem aos Estados Unidos e ao Reino Unido, respetivamente. A média das horas trabalhadas num ano é de $10^{3,234401} = 1715,54$, sendo o valor mínimo de $10^{3,139879} = 1380$ e o valor máximo é $10^{3,384174} = 2422$.

A média da taxa de emprego é de 78,63%, o valor mínimo é 52,9% e o valor máximo 89,8%. A média da diferença salarial entre géneros é de 17,06%, o valor mínimo é 0,38% e o valor máximo 47,26%. A média da força de trabalho feminina é de $10^{3,427133} = 2673,83$ que representam, aproximadamente, 2674000 mulheres, o valor mínimo é de $10^{1,808211} = 64$ e o valor máximo $10^{4,885653} = 76851,62$. A média da taxa de fertilidade é, aproximadamente, 2, o valor mínimo é, aproximadamente, 1 e o valor máximo é, aproximadamente, 4.

Seguidamente foi elaborada uma tabela de correlações de Pearson (tabela 2), uma vez que desta forma pode-se, por um lado, avaliar as correlações entre a variável explicada e cada uma das variáveis explicativas e por outro, porque convém que as correlações entre variáveis explicativas não sejam muito elevadas, pois esse facto está relacionado com a presença de multicolineariedade e pode ter

influência na estimação do modelo. Relativamente à correlação, percebemos que as correlações são maioritariamente negativas, à exceção das relações PIB- txe, dsg-ht, PIB-fff, ht-fff, dgs-fff e txf-ht.

Tabela 2 - Correlações entre variáveis.

	PIB	sl	ht	txe	dsg	fff	txf
PIB	1.0000						
sl	-0.0635	1.0000					
	0.0524						
ht	-0.5714	0.0421	1.0000				
	0.0000	0.2122					
txe	0.5017	0.0176	0.6267	1.0000			
	0.0000	0.6501	0.0000				
dsg	-0.1870	0.1125	0.2535	-0.0277	1.0000		
	0.0000	0.0070	0.0000	0.5275			
fff	0.0061	0.2420	0.1075	-0.2603	0.4314	1.0000	
	0.8496	0.0000	0.0010	0.0000	0.0000		
txf	-0.0941	0.2168	0.2327	-0.0769	-0.1313	-0.1050	1.0000
	0.0026	0.0000	0.0000	0.0399	0.0013	0.0012	

Nota: Elaboração própria a partir do Stata. Valores de p-value por baixo dos valores de coeficientes de correlação (quando < 5% a correlação entre variáveis é significativa). Onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; dsg – diferença salarial entre géneros; fff - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade.

É de destacar que assumindo um nível de significância de 5% a relação PIB-sl não é estatisticamente significativa, no entanto se se assumir um nível de significância de 10% a relação PIB-sl passa a ser significativa, com um coeficiente de correlação negativo. Quanto às relações ht-sl, txe-sl, fff-PIB e dsg-txe não são estatisticamente significativas quer para um nível de significância de 5%, quer para um nível de significância de 10%. Passou-se então à estimação do modelo de efeitos fixos e do modelo de efeitos aleatórios cujos resultados se apresentam na tabela 3 e na tabela 4, respectivamente.

Tabela 3 - Modelo de efeitos fixos.

Fixed-effects (within) regression			Number of obs	=	475
Group variable: ID			Number of groups	=	34
R-sq:			Obs per group:		
within	=	0.8003	min	=	1
between	=	0.0507	avg	=	14.0
overall	=	0.0032	max	=	29

			F(6,435)	=	290.58
corr(u_i, Xb)	=	-0.9827	Prob > F	=	0.0000

PIB	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl	-.0405297	.022448	-1.81 0.072	0.072	-.0846498	.0035903
ht	-1.931152	.2578791	-7.49 0.000	0.000	-2.437996	-1.424308
txe	.9790907	.1120471	8.74 0.000	0.001	.7588697	1.199312
dsg	-.8144495	.0975992	-8.34 0.000	0.002	-1.006274	-.6226249
ftf	1.411982	.0937776	15.06 0.000	0.003	1.227668	1.596296
txf	.0756389	.0231209	3.27 0.001	0.001	.0301964	.1210815
_cons	4.944204	.9838878	5.03 0.000	0.000	3.010439	6.877969

sigma_u	.90782421	
sigma_e	.04556786	
rho	.99748684	(fraction of variance due to u_i)

F test that all u_i=0:	F(33, 435) =	78.86	Prob > F	=	0.0000
------------------------	--------------	-------	----------	---	--------

Nota: Elaboração própria a partir do Stata, onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; dsg - diferença salarial entre gêneros; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade.

Analisando a tabela 3 e assumindo um nível de significância 5%, todas as variáveis são estatisticamente significativas, à exceção da variável duração das semanas de licença, uma vez que apresenta um p-value maior do que 0,05. Todavia, a significância é válida se considerado um nível de significância de 10%. Nesta situação podemos verificar que um aumento em 100% em termos das semanas de licença conduziria a uma diminuição do PIB médio dos 36 países da OCDE em cerca de 4%, mantendo tudo o resto constante. Já a taxa de emprego, a força de trabalho feminina e a taxa de fertilidade conduzem a um aumento do PIB médio.

Tabela 4 - Modelo de efeitos aleatórios.

Random-effects GLS regression			Number of obs	=	475
Group variable: ID			Number of groups	=	34
R-sq:			Obs per group:		
within	=	0.7265	min	=	1
between	=	0.1790	avg	=	14.0
overall	=	0.3300	max	=	29

			Wald chi2(6)	=	1011.71
corr(u_i, Xb)	=	0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

PIB	Coef.	Std. Err.	z	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl	.0993103	.0231296	4.29	0.000	.0539771	.1446434
ht	-2.585921	.2609227	-9.91	0.000	-3.09732	2.074521
txe	1.539	.1216268	12.65	0.000	1.300615	1.777384
dsg	-1.262565	.1039862	-12.14	0.000	-1.466374	1.058756
ftf	.2209515	.0332078	6.65	0.000	.1558655	.2860376
txf	.0065142	.0251421	0.26	0.796	-.0427635	.0557919
_cons	10.96004	.8721406	12.57	0.000	9.250678	12.66941

sigma_u	.10738774	
sigma_e	.04556786	
rho	.84741735	(fraction of variance due to u_i)

Nota: Elaboração própria a partir do Stata, onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; dsg - diferença salarial entre gêneros; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade.

Analisando a tabela 4 e assumindo um nível de significância 5%, todas as variáveis são estatisticamente significativas, à exceção da variável taxa de fertilidade, uma vez que apresenta um *p-value* maior do que 0,05. No modelo de efeitos aleatórios verificamos que a variável duração do número de semanas de licença tem uma correlação positiva com a variável PIB e verifica-se que um aumento em 100% nas semanas de licença fará aumentar o PIB médio do país em, aproximadamente, 9,93%, *ceteris paribus*.

Para decidir entre efeitos fixos ou aleatórios pode-se executar um teste de Hausman onde a hipótese nula é que o modelo que melhor se ajusta aos dados é o de efeitos aleatórios *versus* a alternativa de efeitos fixos (Greene, 2008). Basicamente, o teste baseia-se na diferença entre os dois estimadores que, sob H_0 , são ambos consistentes.

H_0 – Os erros não estão correlacionados com os regressores.

H_1 – Os erros estão correlacionados com os regressores.

O teste de Hausman apresenta-se na tabela 5. Sendo o *p-value* da estatística de teste aproximadamente zero, rejeita-se a hipótese nula e opta-se pelo modelo de efeitos fixos.

Tabela 5 - Teste de Hausman.

	Coefficients			sqrt (diag(V_b-V_B))
	(b)	(B)	(b-B)	
	fixed	random	Difference	
sl	-.0405297	.0993103	-.13984	-.13984
ht	-1.931152	-2.585921	.6547689	.6547689
txe	.9790907	1.539	-.5599089	-.5599089
dsg	-.8144495	-1.262565	.4481157	.4481157
ftf	1.411982	.2209515	1.19103	1.19103
txf	.0756389	.0065142	.0691247	.0691247

b = consistent under H_0 and H_a ; obtained from xtreg
B = inconsistent under H_a , efficient under H_0 ; obtained from xtreg

Test: H_0 : difference in coefficients not systematic		
$\chi^2(6) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$	=	123.65
Prob> χ^2	=	0.0000
(V_b-V_B is not positive definite)		

Nota: Elaboração própria a partir do Stata, onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; dsg - diferença salarial entre géneros; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade.

Tendo-se optado nesta fase pelo modelo de efeitos fixos, foi necessário fazer a verificação da validade dos pressupostos do modelo, em particular, da ausência de heteroscedasticidade, da ausência de autocorrelação, da ausência de multicolineariedade a nível das variáveis explicativas e da normalidade dos resíduos. O resultado da aplicação do teste de Wald para avaliar a ausência de heteroscedasticidade apresenta-se na tabela 6.

Tabela 6 - Análise da heteroscedasticidade.

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model		
H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i		
chi2 (34)	=	7.2e+27
Prob>chi2	=	0.0000

Nota: Elaboração própria a partir do Stata. Variáveis utilizadas: PIB – Produto Interno Bruto; sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.

O teste de Wald é obtido por comparação entre a estimativa de máxima verosimilhança do parâmetro $\hat{\beta}$ e a estimativa do seu erro padrão. A razão resultante, sob a hipótese H0: $\beta_1 = 0$, tem distribuição normal padrão. Neste caso, sendo o *p-value* = 0, rejeita-se a hipótese nula do teste de Wald modificado e conclui-se pela violação do pressuposto da homoscedasticidade, logo há violação dos pressupostos.

O teste de multiplicadores de Lagrange de Breusch-Pagan para a independência foi também aplicado. Infelizmente, não nos é possível obter um resultado concreto, nem positivo, nem negativo acerca da independência, uma vez que o modelo apresenta muito poucas observações comuns no painel (o resultado obtido foi o de que existiam poucas observações para a realização do teste, pelo que não o apresentamos aqui). De igual modo, o teste CD de Pesaran para a independência também foi aplicado (Greene, 2008). E também neste caso, não nos foi possível averiguar acerca da correlação ao nível das séries ou autocorrelação, uma vez que o painel é demasiado não balanceado (possui muitas observações em falta).

Recorrendo novamente ao modelo de efeitos fixos, mas utilizando um estimador robusto para o cálculo da matriz das variâncias e covariâncias do estimador, obtém-se a seguinte tabela de resultados em termos de coeficientes e significâncias estatísticas respectivas, estimados (tabela 7).

É de referir que, ajustando o modelo robusto de efeitos fixos, na presença de heteroscedasticidade, se verifica que a significância estatística da variável semanas de licença continua a não existir (assim como neste caso também a da variável taxa de fertilidade), pelo que se optou por continuar a testar modificações ao modelo, também como forma de testar a robustez de resultados.

Seguidamente foi decidido retirar a variável que apresenta mais valores em falta, a taxa de emprego, com o intuito de eventualmente melhorar a estimação, em termos de validação dos pressupostos e também do aumento da significância das restantes variáveis envolvidas (tabela 8).

Tabela 7 - Análise da heteroscedasticidade no modelo robusto.

Fixed-effects (within) regression			Number of obs	=	475
Group variable: ID			Number of groups	=	34
R-sq:			Obs per group:		
within	=	0.8003	min	=	1
between	=	0.0507	avg	=	14.0
overall	=	0.0032	max	=	29
			F(6,33)	=	64.08
corr(u_i, Xb)	=	-0.9827	Prob > F	=	0.0000
			(Std. Err. adjusted for 34 clusters in ID)		
PIB	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
sl	-.0405297	.0451913	-0.90	0.376	-.1324721 .0514126
ht	-1.931152	.679406	-2.84	0.008	-3.313414 -.5488896
txe	.9790907	.328551	2.98	0.005	.3106488 1.647533
dsg	-.8144495	.2517699	-3.23	0.003	-1.326679 -.3022198
ftf	1.411982	.2591517	5.45	0.000	.8847339 1.93923
txf	.0756389	.0672887	1.12	0.269	-.061261 .2125388
_cons	4.944204	2.494103	1.98	0.056	-.130086 10.01849
sigma_u	.90782421				
sigma_e	.04556786				
rho	.99748684	(fraction of variance due to u_i)			

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model		
H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i		
chi2 (34)	=	7.2e+27
Prob>chi2	=	0.0000

Nota: Elaboração própria a partir do Stata, onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; dsg - diferença salarial entre géneros; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade.

Retirando a variável taxa de emprego, ambas as variáveis semanas de licença e taxa de fertilidade continuam a não ser estatisticamente significativas. Relativamente à presença de heteroscedasticidade no modelo, a conclusão é exatamente a mesma, uma vez que o *p-value* do teste de Wald modificado continua a ser aproximadamente zero, mesmo sem a variável taxa de emprego.

Tabela 8 - Análise da heteroscedasticidade no modelo robusto sem a variável taxa de emprego.

Fixed-effects (within) regression			Number of obs	=	538
Group variable: ID			Number of groups	=	34
R-sq:			Obs per group:		
within	=	0.7541	min	=	1
between	=	0.0812	avg	=	15.8
overall	=	0.0018	max	=	29

			F(5,33)	=	76.18
corr(u_i, Xb)	=	-0.9796	Prob > F	=	0.0000
			(Std. Err. adjusted for 34 clusters in ID)		

PIB	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl	-.0156851	.0615551	-0.25	0.800	-.1409199	.1095497
ht	-2.957825	1.000543	-2.96	0.006	-4.993445	-.9222049
dsg	-1.074537	.3456188	-3.11	0.004	-1.777703	-.3713698
ftf	1.445688	.2751596	5.25	0.000	.8858717	2.005505
txf	.0853528	.0742655	1.15	0.259	-.0657415	.2364472
_cons	8.866048	3.634096	2.44	0.020	1.472424	16.25967

sigma_u	.93898259	
sigma_e	.0603664	
rho	.99588392	(fraction of variance due to u_i)

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model		
H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i		
chi2 (34)	=	2.1e+27
Prob>chi2	=	0.0000

Nota: Elaboração própria a partir do Stata, onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; dsg - diferença salarial entre géneros; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade.

Novamente com o objetivo de, de alguma forma, melhorar a estimação do modelo, optou-se por excluir a segunda variável com mais valores em falta, que é a diferença salarial entre géneros (dsg). O resultado desta nova estimação apresenta-se de seguida na tabela 9.

Tabela 9 – Análise da heteroscedasticidade no modelo robusto sem a variável taxa de emprego e diferença salarial entre género.

Fixed-effects (within) regression			Number of obs	=	802
Group variable: ID			Number of groups	=	36
R-sq:			Obs per group:		
within	=	0.6347	min	=	3
between	=	0.0041	avg	=	22,3
overall	=	0.0157	max	=	30

			F(4,35)	=	48.03
corr(u_i, Xb)	=	-0.9461	Prob > F	=	0.0000
(Std. Err. adjusted for 36 clusters in ID)					

PIB	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl	.1403944	.0853202	1.65	0.109	-.0328147	.3136035
ht	-5.592856	1.221447	-4.58	0.000	-8.072525	-3.113187
ftf	.8190585	.4032516	2.03	0.050	.0004143	1.637703
txf	.0053013	.0638872	0.08	0.934	-.1243967	.1349992
_cons	19.49597	5.157961	3.78	0.001	9.024756	29.96719

sigma_u	.54607431	
sigma_e	.08744588	
rho	.97499777	(fraction of variance due to u_i)

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model		
H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i		
chi2 (34)	=	10834.05
Prob>chi2	=	0.0000

Nota: Elaboração própria a partir do Stata, onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.

O *p-value* do teste individual ao coeficiente associado à variável semanas de licença ronda os 11%, tendo tornado o coeficiente não significativo, todavia de encontro ao sinal inicialmente esperado, ou seja, de impacto positivo. No entanto, no que diz respeito à presença de heteroscedasticidade e de acordo com o teste de Wald modificado, a conclusão é exatamente a mesma: o *p-value* continua a ser

zero, mesmo sem as variáveis taxa de emprego e diferença salarial entre gêneros. Portanto, o problema da heteroscedasticidade continua presente. Tendo em vista a resolução desta questão, optou-se por assumir uma especificação não paramétrica por oposição à habitual especificação paramétrica e estimou-se o modelo aplicando o processo de estimação Driscoll e Kraay (1998). Neste processo, a estrutura do erro é considerada heteroscedástica, autocorrelacionada até algum atraso e, possivelmente, correlacionada entre os painéis. Os erros padrão Driscoll-Kraay são robustos para formas muito gerais, transversais de dependência temporal quando o tempo ou dimensão se tornam grandes. Esta técnica não paramétrica de estimar os resíduos não impõe quaisquer restrições ao comportamento de limitação do número de painéis. Conseqüentemente, o tamanho da seção transversal em amostras finitas não constitui uma restrição sobre a viabilidade. Esta implementação do estimador de covariância de Driscoll e Kraay funciona para painéis balanceados e não balanceados. Além disso, é capaz de lidar com valores ausentes. Uma vez que os dados utilizados neste trabalho são não balanceados e existem bastantes valores em falta, o processo de especificação de Driscoll-Kraay revela-se adequado e o resultado da sua aplicação apresenta-se de seguida na tabela 10.

Tabela 10 - Análise com processo de estimação Driscoll-Kraay.

Regression with Driscoll-Kraay standard errors	Number of obs	=	475
Method: Fixed-effects regression	Number of groups	=	34
Group variable (i): ID	F(6, 29)	=	325.89
maximum lag: 3	Prob > F	=	0.0000
	within R-squared	=	0.8003

PIB	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	T	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl	-.0405297	.0181569	-2.23	0.033	-.0776647	-.0033948
ht	-1.931152	.2998285	-6.44	0.000	-2.54437	-1.317933
txe	.9790907	.1914125	5.12	0.000	.5876082	1.370573
dsg	-.8144495	.1234196	-6.60	0.000	-1.066871	-.5620282
ftf	1.411982	.1228123	11.50	0.000	1.160803	1.663161
txf	.0756389	.0353109	2.14	0.041	.0034201	.1478577
_cons	4.944204	1.190927	4.15	0.000	2.508485	7.379923

Nota: Elaboração própria a partir do Stata, onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.

Recordando que PIB, sl, ht e ftf foram logaritmizadas e assumindo um nível de significância de 5%, todas as variáveis são estatisticamente significativas (salientando que nas especificações anteriores sl e txf não o eram), uma vez que apresentam valores de p-value menores do que 0,05. Neste modelo apresentado pela tabela 10, a variável semanas de licença tem uma correlação negativa com a variável PIB, pelo que se verifica que um aumento em 100% nas semanas de licença implica uma diminuição média do PIB do país em, aproximadamente, 4%, mantendo tudo o resto constante. Quanto à variável horas de trabalho, apresenta também uma relação negativa com o PIB, o que implica que um aumento em 100% nas horas de trabalho conduz a uma diminuição do PIB médio do país em, aproximadamente, 193%. Relativamente à variável taxa de emprego, apresenta uma relação positiva com o PIB, o que implica que o aumento em uma unidade na taxa de emprego faça aumentar o PIB médio do país em, aproximadamente, 0,98, ceteris paribus.

A diferença salarial entre géneros apresenta uma relação negativa com o PIB, o que implica que o aumento em uma unidade na diferença salarial entre

gêneros faça diminuir o PIB médio do país em, aproximadamente, 81%. Relativamente à variável força de trabalho feminina, apresenta uma relação positiva com o PIB, o que implica que um aumento em 100% na força de trabalho feminina faz aumentar o PIB médio do país em, aproximadamente, 141%. Por último, a variável taxa de fertilidade, apresenta uma relação positiva com o PIB, o que implica que um aumento em uma unidade na taxa de fertilidade faz aumentar o PIB médio do país em, aproximadamente, 7,6%.

Segundo Fallon, Mazar e Swiss (2017) os países com PIB per capita mais baixo têm mais a ganhar quando da implementação das disposições relativas à maternidade. Afirmam ainda que as mulheres não precisam de ter mais filhos para compensar a falta de segurança financeira, levando a uma diminuição das taxas de fertilidade, o que não vai de encontro ao que é apresentado no modelo anterior, uma vez que o modelo apresenta uma relação positiva entre a taxa de fertilidade e o PIB.

Para Yasen, Zhao e Jiang (2019), a duração da licença de maternidade na Suíça teve impacto negativo sobre a força de trabalho feminina, desencorajando a vontade feminina de trabalhar e reduzindo oportunidades de emprego, enquanto que a diferença salarial entre gêneros não tem significância estatística, devido à insuficiência dos dados, mas o seu sinal negativo sugere que o mercado de trabalho é afetado pela desigualdade sexual que é aumentada com a implementação desta política. Apesar de, nesta dissertação, não se poder aferir acerca da relação causal entre a duração da licença de maternidade e a força de trabalho feminina, uma vez que no modelo anterior a variável explicada é o PIB, espera-se observar uma dependência positiva entre as duas variáveis, uma vez que existe uma relação positiva entre o PIB e a força de trabalho feminina.

Com os estudos de Aslim, Panovska e Tas (2019), observa-se que a duração da licença de maternidade afeta negativamente a produtividade no curto prazo, pelo que vai de encontro ao modelo anterior desta dissertação, uma vez que o PIB e a duração da licença de maternidade apresentam uma relação negativa. Pelo trabalho dos autores percebe-se também que aumentos na duração da licença maternidade aumentam a força de trabalho geral. Os estudos dos autores referem ainda que o crescimento do PIB per capita aumenta com o desemprego, ou seja, diminui com

o emprego, o que não vai ao encontro do descrito no modelo anterior, pois PIB e taxa de emprego apresentam uma relação positiva.

De seguida, tal como realizado no contexto paramétrico, foram também excluídas as duas variáveis com mais valores em falta e o modelo foi novamente estimado, tendo sido obtido o output presente na tabela 11.

Tabela 11- Análise do processo de estimação Driscoll-Kraay com menos 2 variáveis (txe e dsg).

Regression with Driscoll-Kraay standard errors	Number of obs	=	802
Method: Fixed-effects regression	Number of groups	=	36
Group variable (i): ID	F (4, 29)	=	151.88
maximum lag: 3	Prob > F	=	0.0000
	within R-squared	=	0.6347

PIB	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl	.1403944	.0501154	2.80	0.009	.0378968	.2428919
ht	-5.592856	1.030301	-5.43	0.000	-7.700058	-3.485654
ftf	.8190585	.3198017	2.56	0.016	.1649906	1.473127
txf	.0053013	.0491767	0.11	0.915	-.0952764	.105879
_cons	19.49597	4.328969	4.50	0.000	10.64224	28.34971

Nota: Elaboração própria a partir do Stata, onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.

Neste caso, retirando a taxa de emprego e a diferença salarial entre géneros, ou seja, tendo como base a variável explicada, o PIB, e como variáveis explicativas, a duração do número de semanas de licença, o número de horas de trabalho, a força de trabalho feminina e a taxa de fertilidade, pode concluir-se que a duração das semanas de licença influencia positivamente o PIB, ao contrário do modelo anterior em que a variável duração das semanas de licença era também estatisticamente significativa para um nível de significância de 5%, mas, dado o sinal da estimativa do coeficiente que lhe está associado no modelo, teria uma influência negativa no PIB.

Uma vez que esta análise é feita com base em dados em painel, a questão da existência de raízes unitárias (que é um tema comum na discussão e análise de séries temporais) também aqui se coloca e a avaliação da estacionariedade da série do PIB foi realizada com base no teste Augmented Dickey-Fuller que se apresenta na tabela 12.

Tabela 12 – Análise da estacionariedade dos compostos.

Fisher-type unit-root test for PIB			
Based on augmented Dickey-Fuller tests			
Ho: All panels contain unit roots	Number of panels	=	36
Ha: At least one panel is stationary	Avg. number of periods	=	29.28
AR parameter: Panel-specific		Asymptotics:	T -> Infinity
AR parameter: Panel-specific			
Time trend: Not included			
Drift term: Not included		ADF regressions:	2 lags
		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(72)	P	39.1659	0.9994
Inverse normal	Z	4.0459	1.0000
Inverse logit t(184)	L*	3.9784	1.0000
Modified inv. chi-squared	Pm	-2.7362	0.9969

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Nota: Elaboração própria a partir do Stata, onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.

Independentemente da estatística de teste escolhida, o correspondente *p-value* é sempre um valor próximo de 1, levando à não rejeição da hipótese nula, que é a hipótese da não estacionariedade, de todos os painéis conterem raízes unitárias. Dada a falta de estacionariedade da série e efetivamente porque a influência da duração das semanas de licença, das horas trabalhadas e da taxa de emprego só trará efeitos no PIB no ano seguinte optou-se por reavaliar o modelo, estudando as implicações no PIB atual, mas sujeitas a efeitos das variáveis no ano anterior. Considerando a estimação não paramétrica de Driscoll-Kraay, obtiveram-se, por fim, os resultados apresentados na tabela 13.

Tabela 13 – Análise da estimação do PIB com variáveis desfasadas em Driscoll-Kraay sem as variáveis txe e dsg.

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
Method: Fixed-effects regression
Group variable (i): ID
maximum lag: 3

Number of obs	=	796
Number of groups	=	36
F (4, 28)	=	98.70
Prob > F	=	0.0000
within R-squared	=	0.6268

PIB	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl L1.	.1307652	.050688	2.58	0.015	.0269356	.2345949
ht L1.	-5.579257	1.006026	-5.55	0.000	-7.640007	-3.518506
ftf L1.	.7888927	.3102808	2.54	0.017	.1533113	1.424474
txf L1.	-.0132625	.0484496	-0.27	0.786	-.1125069	.085982
_cons	19.61622	4.199659	4.67	0.000	11.01361	28.21883

Nota: Elaboração própria a partir do Stata, onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros. Txe e dsg foram removidas por serem entre todas as variáveis as que apresentavam menor número de valores, tornando o painel não balanceado.

Deste modo, a variável principal - duração do número de semanas de licença - também apresenta significância no modelo e com um coeficiente positivo, levando a crer que um aumento de 100% nas semanas de licença de maternidade obrigatórias de um país cause, em média, um aumento superior a 13% no PIB no mesmo país. É de notar que estes resultados favoráveis às nossas previsões iniciais só são obtidos após exclusão das variáveis com valores em falta, taxa de emprego total e diferença salarial entre géneros. Logo, as diferenças salariais entre géneros podem estar aqui a causar enviesamento adicional, aquando das definições das políticas de emprego e de segurança social associadas às licenças concedidas. Pode também estar altamente correlacionado com o facto de serem duas variáveis com muitos *missings* na amostra, mas que quando removidas nos permitem verificar que um aumento no número de semanas de licenças acaba por conduzir a acréscimos do PIB, pelo menos na amostra dos 36 países da OCDE aqui analisados. Seria então importante que estas informações fossem

consideradas aquando as decisões a tomar e as políticas a definir por parte dos decisores políticos, não obstante o facto de muitas outras variáveis poderem ter de ser consideradas nesta equação. Mais ainda se acrescenta que aqui só são considerados os efeitos desfasados das variáveis, pois a definição de políticas apenas terá impacto no PIB do período seguinte.

A equação do modelo estimado anteriormente pode então ser descrita pela equação seguinte:

$$\widehat{PIB} = 0,1307652sl - 5,579257ht + 0,7888927ff - 0,0132625txf + 19,61622.$$

Verifica-se então os sinais e as intensidades dos coeficientes de cada uma das variáveis explicativas. Os valores obtidos para a variável número de semanas de licenças vão de encontro aos resultados de Thévenon e Solaz (2013) que descobrem que estender a duração da licença de maternidade tem um pequeno efeito positivo na taxa de emprego das mulheres e, por sua vez no PIB, quando a duração da licença é inferior ao máximo de dois anos. Por outro lado, quando a licença ultrapassa os dois anos, isso acaba por ter um efeito negativo sobre a taxa de emprego de mulheres e contribui para aumentar as diferenças salariais entre homens e mulheres.

Também a força de trabalho feminina influencia positivamente o PIB, tal como verificaram os autores Lagarde e Ostry (2018) que verificaram que o acréscimo de mulheres à força de trabalho deveria gerar mais ganhos económicos do que um aumento igual do número de trabalhadores do sexo masculino. Como as mulheres trazem novas habilidades para o trabalho, reduzir as barreiras à sua participação na força de trabalho produz ganhos em termos de produtividade e crescimento económico resultantes do emprego de mais mulheres, superiores até ao que inicialmente seria expectável.

Já as horas de trabalho influenciam negativamente o PIB, constatação que está de acordo com os resultados dos autores Liu et al. (2019) que construíram um modelo usando dados de 31 países membros da OCDE. Os resultados evidenciaram que as pessoas nos países em desenvolvimento trabalham mais horas por semana do que nos países desenvolvidos, sendo que são os homens que trabalham mais horas. Através da análise empírica verificam que as horas de trabalho atuais estão a exercer um impacto negativo sobre o desenvolvimento nos

países da OCDE, especialmente nos países em desenvolvimento onde as pessoas trabalham mais horas. Logo, um aumento no número de horas de trabalho não promove o desenvolvimento de forma eficaz, pois argumentam que as horas de trabalho ao nível individual estão negativamente relacionadas com a saúde. Concluem ainda que ao nível da organização, as horas de trabalho são um indicador inverso do desempenho organizacional e, que ao nível da sociedade, existe uma relação negativa entre as horas de trabalho e o desenvolvimento económico. Os resultados obtidos nesta investigação e os de Liu et al. (2019) contrariam, no entanto, os de Freeman (2008) que menciona que a produtividade do trabalho se refere ao nível de output produzido por cada hora de trabalho e é um motor essencial do crescimento económico e responsável pelas mudanças nos padrões e qualidade de vida das pessoas, além de ser um indicador de competitividade internacional.

O mesmo acontece à taxa de fertilidade que também influencia negativamente o PIB e vai ao encontro da visão pessimista de Ricardo (1817) que afirma que a taxa de crescimento do investimento estava ligada às taxas de fertilidade. Perante um crescimento da população assistir-se-ia a uma subida do preço dos alimentos e conseqüentemente dos salários. A subida dos salários reduziria o lucro dos capitalistas e, conseqüentemente, o investimento. Essa redução do investimento reduziria o crescimento da produção e, por sua vez, o crescimento económico. O autor introduziu a Lei dos Rendimentos Decrescentes que se traduz numa impossibilidade de crescimento económico de longo prazo. Esta visão é contrária aos resultados de Sauvy (1979) que considera que o crescimento da população é ao mesmo tempo causa e consequência do crescimento económico. Assim, de acordo com esta perspetiva, quanto maior é a taxa de fertilidade, maior é a dimensão do mercado e, conseqüentemente, maiores são os ganhos decorrentes da divisão do trabalho. Tal como Boserup (1970), percebeu que a taxa de fertilidade é favorável ao crescimento económico, uma vez que estimula a inovação e o progresso tecnológico. De acordo com estes autores, não existe crescimento económico sem que haja um aumento da taxa de fertilidade.

A avaliação do significado global da regressão tendo por base o *p-value* do teste de Fisher, $\text{Prob}>F = 0$, sendo que este teste tem como hipótese nula todos os coeficientes do modelo serem iguais a zero e como hipótese alternativa haver pelo

menos um coeficiente associado a uma variável explicativa significativamente diferente de zero, permite-nos afirmar que o modelo tem um ajustamento adequado, isto é, tem significado como um todo. O valor do R-squared é de 0,6268, sendo que o *R-squared* mostra a percentagem de variação de Y explicada por X, ou seja, no modelo acima verificamos que 62,68% da variação média do PIB é explicada pelas variáveis sl, ht, fff e txt, podendo-se concluir que o ajuste aos dados é razoável.

Em anexo apresenta-se uma análise mais completa e por forma a aferir das significâncias no modelo da variável principal duração das semanas de licença. Para o efeito, procedeu-se à análise da estimação do PIB com variáveis do ano anterior de acordo com a metodologia de Driscoll-Kraay excluindo individualmente cada uma das variáveis explicativas, como se percebe pela tabela A.3 em anexos.

Pode-se concluir que, excluindo a variável taxa de emprego, a variável duração das semanas de licença deixa de ter significância no modelo. Pode-se ainda afirmar que, usando o modelo com todas as variáveis ou excluindo individualmente as variáveis horas de trabalho, diferença salarial entre géneros e a taxa de fertilidade, a variável principal semanas de licença tem significância no modelo, mas apresenta um coeficiente negativo sobre o PIB. A exclusão da variável fff, que se poderia justificar pelo facto de ser a variável que tem mais correlações elevadas e significativas com as restantes variáveis explicativas, apresenta também um coeficiente de correlação linear amostral com a variável PIB baixo e não significativo (Rho de Pearson=0,0061, p-value=0,8496) conduzindo-nos a um modelo de regressão em que a variável semanas de licença se apresenta como uma variável estatisticamente significativa e com um efeito positivo no PIB.

Como forma de complementar a nossa análise, decidimos, por fim, também testar a robustez dos nossos resultados utilizando como variável dependente não o PIB como anteriormente, mas também a taxa de crescimento do PIB. A taxa de crescimento do PIB acaba por nos facilitar a análise de como as restantes variáveis independentes têm impacto em termos de incrementos ou diminuição de um período para o outro, entre períodos (anos) consecutivos no tempo. Deste modo, estando toda a análise deste trabalho realizada tendo como variável explicada o PIB, é interessante avaliar como anteriormente, mas tendo como variável

dependente a taxa de crescimento, txPIB, com o intuito de perceber se se vai verificar alguma mudança significativa e útil para a nossa questão de investigação. Conseqüentemente, procede-se à análise da estimação da taxa de crescimento com variáveis do ano anterior de acordo com a metodologia de Driscoll-Kraay, excluindo individualmente cada uma das variáveis explicativas, tal como se pode ver na tabela A.10 em Anexos.

Pode-se inferir dos resultados que ao nível de significância de 5%, a variável semanas de licença apresenta significância estatística quando se exclui individualmente a taxa de emprego, ou a força de trabalho feminina ou a taxa de fertilidade. No entanto, em qualquer uma das situações mencionadas anteriormente, o coeficiente associado à variável é bastante reduzido, mas negativo, levando a crer que um aumento de 100% nas semanas de licença de maternidade obrigatórias, considerando-se a amostra dos 36 países da OCDE, provoca em média, uma diminuição inferior a 1% na taxa de crescimento do PIB para o conjunto dos países em análise. Seria importante termos mais dados disponíveis para podermos aplicar estes modelos por país e assim verificar para cada um dos 36 se a mesma significância e sinal se continuaria a verificar para assim retirarmos ilações de políticas específicas a adotar em termos de licenças a conceder, adaptadas, pelo menos à realidade de cada país.

5. Conclusões

No início do século XXI, a maioria dos países implementou uma série de políticas de licença parental e benefícios familiares, com objetivo de respeitar a igualdade entre géneros, maior taxa de fertilidade e desenvolvimento infantil. Estas medidas permitiram que as mulheres pudessem apostar nas suas carreiras, sem desvalorizar a questão da maternidade e da família. No entanto, houve muita oposição e argumentação contra estas medidas, onde os opositores afirmavam que as políticas familiares podem tornar-se um obstáculo a longo prazo para as carreiras das mulheres devido à perda de experiência profissional e aos custos mais altos para os empregadores que contratam mulheres em idade fértil. Esta é uma discussão de difícil análise, uma vez que as medidas implementadas variam entre os países e as realidades dos mesmos.

Neste trabalho tentou-se perceber quais as implicações que a variável duração das semanas de licença de maternidade apresenta no PIB, juntamente com outras variáveis explicativas, cuja inclusão no modelo se justificou, de acordo com a literatura disponível. Tendo consciência de que muitas outras variáveis exerceriam significância relativa na explicação desta relação, para o conjunto dos 36 países da OCDE – o que apontamos como limitação ao presente trabalho – tentou-se utilizar a informação disponível com estimações em painel, por ser neste momento restritiva a possibilidade de aplicar uma análise por país considerando-se séries temporais, pela falta de disponibilidade de dados.

Através da análise do processo de estimação Driscoll-Kraay, tendo como variável explicada o PIB e como variáveis explicativas desfasadas, a duração das semanas de licença, as horas trabalhadas, a taxa de fertilidade e a força de trabalho feminina, pode concluir-se que, assumindo um nível de significância de 5%, a variável principal duração das semanas de licença apresenta significância estatística no modelo e com um coeficiente positivo de 0,1307652, levando a crer que o aumento de 100% no número de semanas de licença de maternidade obrigatórias para o conjunto dos 36 países da OCDE, cause em média, um aumento superior a 13% no PIB médio, mantendo tudo o resto constante, no conjunto dos 36 países.

Tal relação não é verificada, quando tentamos usar como variável dependente a taxa de crescimento. Assumindo um nível de significância de 5%, a variável semanas de licença apresenta significância estatística quando se exclui individualmente a taxa de emprego, ou a força de trabalho feminina ou a taxa de fertilidade. No entanto, em qualquer uma das situações mencionadas atrás, o coeficiente associado à variável é bastante reduzido e negativo, levando a crer que aumentos no número de semanas de licença de maternidade obrigatórias de um país cause diminuição na taxa de crescimento do PIB.

Para além das limitações já identificadas neste trabalho, evidenciamos o facto de que o período de análise deveria levar em consideração também os anos específicos para cada país onde ocorreram alterações de políticas relativamente às licenças. Tornar-se-ia assim possível identificar de acordo com a especificidade de cada país, se era benéfico em termos de produto ou da sua taxa de crescimento, verificarem-se aumentos do número de semanas de licença de maternidade. Deste modo, sugerimos que trabalhos futuros nesta área sejam possíveis de realizar analisando-se períodos com duração superior, realizando-se análises individuais e incluindo análises de impacto em termos de redefinição de políticas de licenças concedidas, conjugando sempre com a literatura que reporta (ou conclui sobre) o efeito positivo do aumento do número de semanas de licença de maternidade na relação pais-filhos no início da vida de uma criança (Olivetti e Petrongolo, 2017). Sugerimos que, pelo menos, fosse repensada a possibilidade de durante o primeiro ano ser dada a possibilidade de um acompanhamento mais próximo às crianças, mesmo em regime de trabalho part-time, sem que isso implicasse perdas de rendimento líquido ou fosse a cause de mais disparidades salariais, redução de oportunidades de crescimento na carreira ou até mesmo causa de despedimentos.

Referências

ASLIM, Erkmen Giray, PANOVSKA, Irina and TAS, M. Anil - Macroeconomic Effects of Maternity Leave Legislation in Emerging Economies. December 14, 2020.

BLAU, Francine D. and KAHN, Lawrence M. - Female Labor Supply: Why Is the United States Falling Behind? *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 251–256. 2013.

BOSERUP, Ester - *Woman's Role in Economic Development*, London, George Allen and Unwin. Published in the United States by Dufour Editions, 283. Chester Springs 1970.

CHOI, I. - Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*. Vol. 20, 249-272. 2001.

CIPOLLONE, Angela, PATAACCHINI Eleonora and VALLANTI Giovanna - Female Labour Market Participation in Europe: Novel Evidence on Trends and Shaping Factors. *IZA Journal of European Labor Studies* 1–40. 2014

DALTO, Guy C. - A Structural Approach to Women's Hometime and Experience-earnings Profiles: Maternity Leave and Public Policy. *Population Research and Policy Review*, 247-266. 1989.

DRISCOLL, John C. and KRAAY Aart C. - Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *Review of Economics and Statistics*, 549-560. 1998.

FALLON, Kathleen, MAZAR, Alissa and SWISS, Liam - The Development Benefits of Maternity Leave. *World Development* Vol. 96, 102–118. 2017.

FREEMAN, Christopher and SOETE, Luc – *The economics of industrial innovation*. 2008.

GUERRERO-CARVAJAL, Ramiro - The effect of maternity Leave on female work and Fertility in low- and middle-income countries. February 2020.

GREENE, William H. - *Econometric Analysis*. New York: Prentice-Hall. 2008.

HOFMAN Joanna, NIGHTINGALE Madeline, BRUCKMAYER Michaela, SANJURJO Pedro - Equal Pay for Equal Work. February 2020.

KLERMAN J, LEIBOWITZ A. - The Work-Employment Distinction Among Mothers of Very Young Children. *Journal of Human Resources* 277-303. 1994.

LAGARDE Christine, OSTRY Jonathan D. - The macroeconomic benefits of gender diversity. December 2018.

LIU, B.; CHEN, H.; GAN, X. - How Much Is Too Much? The Influence of Work Hours on Social Development: An Empirical Analysis for OECD Countries. *Journal Environ. Res. Public Health* 2019.

MADZOVA, V., SADIKU, L., & RAMADANI, N. - Empirical analysis of economic growth and unemployment rate for western balkan countries. *Knowledge International Journal*, 261 - 265. 2019.

MANDEL, Dr. Claudius e LIEBENS, Peter - The Relationship between GDP and Unemployment Rate in the U.S. *International Journal of Business and Social Science* Vol. 10. April 2019.

MANNING, Alan - *Monopsony in Motion: Imperfect Competition in Labor Markets*. Princeton University Press. 2003.

NATA, Gil and CADIMA, Joana - Parent- and Family-Focused Support in Portugal: Context and Analysis of Services/Programmes from an Equity Perspective. March 2019.

OKUN, Arthur - Potential GNP: Its measurement and significance, Proceedings of ASA. 1962.

OLIVETTI, Claudia and Barbara PETRONGOLO - The Economic Consequences of Family Policies: Lessons from a Century of Legislation in High-Income Countries Legislation in High-Income Countries Journal of Economic Perspectives - Volume 31, Pages 205–230. Winter 2017.

RICARDO, David - Principles of political economy and taxation. London, 1817.

RUHM, Christopher - J. The economic consequences of parental leave mandates: lessons from Europe. Working Paper NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH. July 1996.

RUHM, Christopher J. - The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe. Quarterly Journal of Economics 285–317. 1998.

RUHM, Christopher J. and TEAGUE, Jacqueline L. - Parental Leave Policies in Europe and North America. March 1995.

SAUVY, A. - Les conséquences du vieillissement de la population. La France ridée ; Echapper à la logique du déclin, p. 61-118. Paris, 1979.

SMITH, Adam - An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations. London, 1776.

SPALTER-ROTH, Roberta M. and HARTMANN Heidi - Unnecessary Losses: Costs to Americans of the Lack of Family and Medical Leave, Washington D.C.: Institute for Women's Policy Research. 1990.

THÉVENON, Olivier, and SOLAZ Anne - Labour Market Effects of Parental Leave Policies in OECD Countries." OECD Social, Employment and Migration Working Papers 141. 2012.

THÉVENON, Olivier, and SOLAZ Anne - Parental Leave and Labour Market Outcomes: Lessons from 40 Years of Policies in OECD countries. February 2014.

WALDFOGEL, Jane - "The Family Gap for Young Women in the US and UK: Can Maternity Leave Make a Difference?". Columbia University. 1994.

WALDFOGEL, Jane - Working Mothers Then and Now: A Cross-Cohort Analysis of the Effects of Maternity Leave on Women's Pay. Columbia University. 1995.

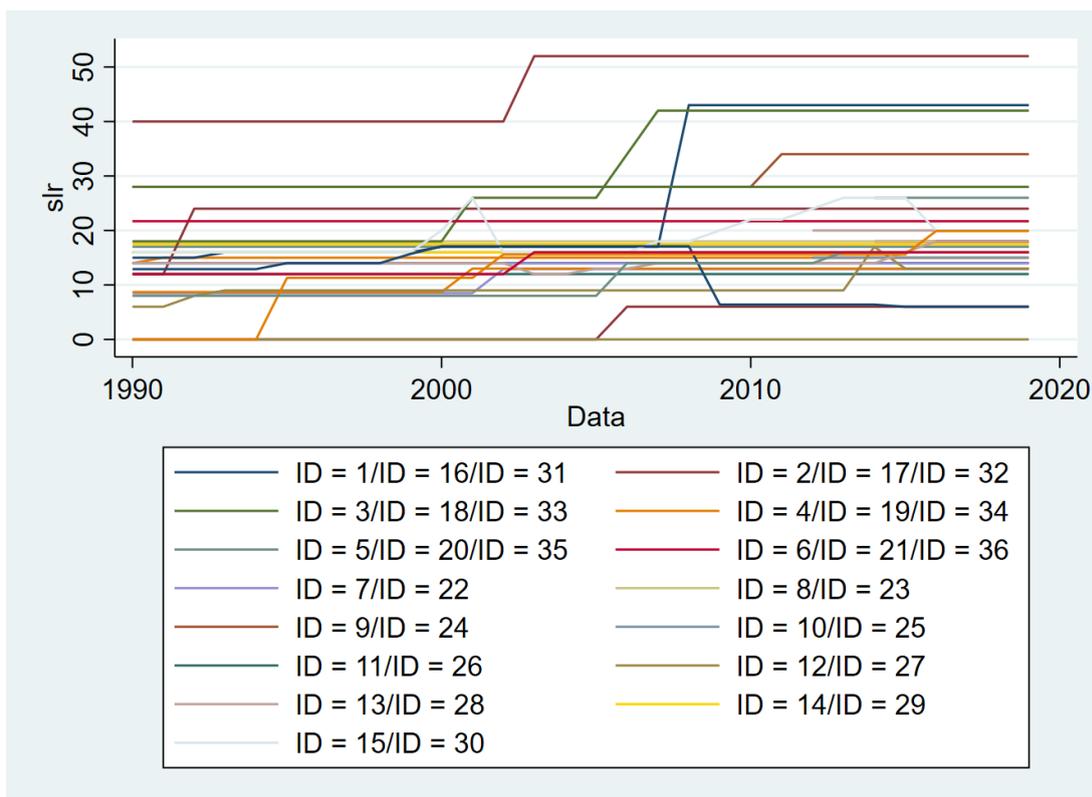
WALDFOGEL, Jane - The Impact of the Family and Medical Leave Act on Coverage, Leave-Taking, Employment and Earnings. Columbia University. 1996.

YASEN, Erpanjan, ZHAO, Yaxu and JIANG, Min - The Impact of Maternity Leave on Female Labor Market Performance: A case study of Switzerland's policy change. December 2019.

Anexos



A.1 - Duração das semanas de licença em cada país. Elaboração própria pelo Stata. 1- Alemanha; 2-Austrália; 3- Áustria; 4- Bélgica; 5- Canadá; 6- Chile; 7- Coreia do Sul; 8- Dinamarca; 9- Eslováquia; 10- Eslovénia; 11- Espanha; 12- Estados Unidos; 13- Estónia; 14- Finlândia; 15- França; 16- Grécia; 17- Hungria; 18- Irlanda; 19- Islândia; 20- Israel; 21- Itália; 22- Japão; 23- Letónia; 24- Lituânia; 25- Luxemburgo; 26- México; 27- Noruega; 28- Nova Zelândia; 29- Países Baixos; 30- Polónia; 31- Portugal; 32- Reino Unido; 33- República Checa; 34- Suécia; 35- Suíça; 36- Turquia.



A.2 - Duração das semanas de licença em todos os países. Elaboração própria pelo Stata. 1- Alemanha; 2- Austrália; 3- Áustria; 4- Bélgica; 5- Canadá; 6- Chile; 7- Coreia do Sul; 8- Dinamarca; 9- Eslováquia; 10- Eslovênia; 11- Espanha; 12- Estados Unidos; 13- Estônia; 14- Finlândia; 15- França; 16- Grécia; 17- Hungria; 18- Irlanda; 19- Islândia; 20- Israel; 21- Itália; 22- Japão; 23- Letônia; 24- Lituânia; 25- Luxemburgo; 26- México; 27- Noruega; 28- Nova Zelândia; 29- Países Baixos; 30- Polónia; 31- Portugal; 32- Reino Unido; 33- República Checa; 34- Suécia; 35- Suíça; 36- Turquia.

	PIB	PIB	PIB	PIB	PIB	PIB
sl	x	x	x	x	x	x
ht	x		x	x	x	x
txe	x	x		x	x	x
dsg	x	x	x		x	x
txf	x	x	x	x		x
ftf	x	x	x	x	x	

A.3 – Tabela ilustrativa da análise ao PIB. Nota: Elaboração própria pelo Stata. Onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
Method: Fixed-effects regression
Group variable (i): ID
maximum lag: 3

Number of obs	=	471
Number of groups	=	34
F (6, 28)	=	323.27
Prob > F	=	0.0000
within R-squared	=	0.7937

PIB	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl L1.	-.0478549	.0189949	-2.52	0.018	-.0867642	-.0089457
ht L1.	-1.988971	.306782	-6.48	0.000	-2.617385	-1.360556
txe L1.	.9704284	.191205	5.08	0.000	.5787627	1.362094
dsg L1.	-.8152815	.1180195	-6.91	0.000	-1.057034	-.5735294
ftf L1.	1.374286	.1239093	11.09	0.000	1.120469	1.628103
txf L1.	.0501998	.0442428	1.13	0.266	-.0404275	.1408272
_cons	5.337821	1.187983	4.49	0.000	2.904348	7.771294

A.4 – Análise da estimação do PIB com variáveis do ano anterior em Driscoll-Kraay. Nota: Elaboração própria pelo Stata. Onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
Method: Fixed-effects regression
Group variable (i): ID
maximum lag: 3

Number of obs	=	480
Number of groups	=	34
F (5, 28)	=	463.91
Prob > F	=	0.0000
within R-squared	=	0.7720

PIB	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl L1.	-.0453517	.021826	-2.08	0.047	-.0900601	-.0006432
txe L1.	.9585007	.2356475	4.07	0.000	.4757987	1.441203
dsg L1.	-1.08722	.1501478	-7.24	0.000	-1.394784	-.7796565
ftf L1.	1.612877	.0945709	17.05	0.000	1.419157	1.806596
txf L1.	.0531132	.03382	1.57	0.128	-.016164	.1223903
_cons	-1.906796	.2914649	-6.54	0.000	-2.503834	-1.309757

A.5 – Análise da estimação do PIB com variáveis do ano anterior em Driscoll-Kraay exceto ht. Nota: Elaboração própria pelo Stata. Onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
Method: Fixed-effects regression
Group variable (i): ID
maximum lag: 3

Number of obs	=	534
Number of groups	=	34
F (5, 28)	=	295.09
Prob > F	=	0.0000
within R-squared	=	0.7485

PIB	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl L1.	-.0240256	.042002	-0.57	0.572	-.1100628	.0620115
ht L1.	-3.036071	.5345859	-5.68	0.000	-4.131121	-1.941022
dsg L1.	-1.086512	.1254182	-8.66	0.000	-1.34342	-.8296048
ftf L1.	1.395147	.1528487	9.13	0.000	1.082051	1.708244
txf L1.	.0635565	.0465281	1.37	0.183	-.031752	.1588649
_cons	9.362329	2.01012	4.66	0.000	5.244784	13.47987

A.6 – Análise da estimação do PIB com variáveis do ano anterior em Driscoll-Kraay exceto txe. Nota: Elaboração própria pelo Stata. Onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
Method: Fixed-effects regression
Group variable (i): ID
maximum lag: 3

Number of obs	=	617
Number of groups	=	36
F (5, 28)	=	179.63
Prob > F	=	0.0000
within R-squared	=	0.7247

PIB	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl L1.	-.0493154	.0155324	-3.17	0.004	-.0811321	-.0174987
ht L1.	-3.313698	.5418813	-6.12	0.000	-4.423692	-2.203705
txe L1.	1.112973	.1718685	6.48	0.000	.7609162	1.465029
fff L1.	1.288552	.129233	9.97	0.000	1.02383	1.553274
txf L1.	.028399	.0489688	0.58	0.567	-.071909	.128707
_cons	9.831487	1.991302	4.94	0.000	5.752489	13.91049

A.7 – Análise da estimação do PIB com variáveis do ano anterior em Driscoll-Kraay exceto dsg. Nota: Elaboração própria pelo Stata. Onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; fff - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
Method: Fixed-effects regression
Group variable (i): ID
maximum lag: 3

Number of obs	=	471
Number of groups	=	34
F (5, 28)	=	314.85
Prob > F	=	0.0000
within R-squared	=	0.6925

PIB	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl L1.	.1071797	.0472787	2.27	0.031	.0103338	.2040256
ht L1.	-3.262667	.445191	-7.33	0.000	-4.174599	-2.350734
txe L1.	1.569256	.2662695	5.89	0.000	1.023827	2.114684
dsg L1.	-1.324994	.1404305	-9.44	0.000	-1.612653	-1.037335
txf L1.	-.0312873	.0641582	-0.49	0.630	-.1627094	.1001349
_cons	13.96632	1.510194	9.25	0.000	10.87283	17.05982

A.8 – Análise da estimação do PIB com variáveis do ano anterior em Driscoll-Kraay exceto fff. Nota: Elaboração própria pelo Stata. Onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; fff - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
Method: Fixed-effects regression
Group variable (i): ID
maximum lag: 3

Number of obs	=	471
Number of groups	=	34
F (5, 28)	=	296.03
Prob > F	=	0.0000
within R-squared	=	0.7915

PIB	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl L1.	-.0405358	.0177895	-2.28	0.031	-.076976	-.0040955
ht L1.	-2.029214	.3138942	-6.46	0.000	-2.672197	-1.386231
txe L1.	1.055709	.243805	4.33	0.000	.5562972	1.555121
dsg L1.	-.825246	.1245024	-6.63	0.000	-1.080278	-.5702145
ftf L1.	1.326817	.1355619	9.79	0.000	1.049131	1.604503
_cons	5.648387	1.284684	4.40	0.000	3.016832	8.279942

A.9 – Análise da estimação do PIB com variáveis do ano anterior em Driscoll-Kraay exceto txf. Nota: Elaboração própria pelo Stata. Onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.

	txPIB	txPIB	txPIB	txPIB	txPIB	txPIB
sl	x	x	x	x	x	x
ht	x		x	x	x	x
txe	x	x		x	x	x
dsg	x	x	x		x	x
txf	x	x	x	x		x
ftf	x	x	x	x	x	

A.10 – Tabela ilustrativa da análise à taxa de crescimento do PIB. Nota: Elaboração própria pelo Stata. Onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
Method: Fixed-effects regression
Group variable (i): ID
maximum lag: 3

Number of obs	=	471
Number of groups	=	34
F (6, 28)	=	4.38
Prob > F	=	0.0031
within R-squared	=	0.0523

txPIB	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl L1.	-.0056791	.0031311	-1.81	0.080	-.0120928	.0007347
ht L1.	-.0234732	.0692699	-0.34	0.737	-.1653661	.1184197
txe L1.	-.0151496	.0275688	-0.55	0.587	-.0716218	.0413225
dsg L1.	-.0058437	.0335113	-0.17	0.863	-.0744885	.0628012
ftf L1.	-.037429	.0305029	-1.23	0.230	-.0999114	.0250533
txf L1.	-.0245558	.0129135	-1.90	0.068	-.0510078	.0018963
_cons	.2873416	.2767046	1.04	0.308	-.2794621	.8541454

A.11 – Análise da estimação do crescimento do PIB com variáveis do ano anterior em Driscoll-Kraay. Nota: Elaboração própria pelo Stata. Onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
Method: Fixed-effects regression
Group variable (i): ID
maximum lag: 3

Number of obs	=	480
Number of groups	=	34
F (5, 28)	=	5.01
Prob > F	=	0.0021
within R-squared	=	0.0546

txPIB	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl L1.	-.0056784	.002903	-1.96	0.061	-.011625	.0002682
txe L1.	-.019373	.0301132	-0.64	0.525	-.0810571	.042311
dsg L1.	-.0082928	.0331712	-0.25	0.804	-.076241	.0596554
ftf L1.	-.0396731	.0285688	-1.39	0.176	-.0981936	.0188475
txf L1.	-.0233854	.0128787	-1.82	0.080	-.0497663	.0029955
_cons	.2217308	.1050501	2.11	0.044	.0065454	.4369162

A.12 – Análise da estimação do crescimento do PIB com variáveis do ano anterior em Driscoll-Kraay exceto ht. Nota: Elaboração própria pelo Stata. Onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
Method: Fixed-effects regression
Group variable (i): ID
maximum lag: 3

Number of obs	=	534
Number of groups	=	34
F (5, 28)	=	3.61
Prob > F	=	0.0121
within R-squared	=	0.0465

txPIB	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl L1.	-.0072105	.0031902	-2.26	0.032	-.0137454	-.0006756
ht L1.	-.0298464	.0594857	-0.50	0.620	-.1516974	.0920045
dsg L1.	-.0146491	.0231036	-0.63	0.531	-.0619747	.0326764
ftf L1.	-.0396448	.0202949	-1.95	0.061	-.081217	.0019274
txf L1.	-.0207963	.0105515	-1.97	0.059	-.0424101	.0008174
_cons	.3012728	.2092825	1.44	0.161	-.127423	.7299686

A.13 – Análise da estimação do crescimento do PIB com variáveis do ano anterior em Driscoll-Kraay exceto txe. Nota: Elaboração própria pelo Stata. Onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
Method: Fixed-effects regression
Group variable (i): ID
maximum lag: 3

Number of obs	=	617
Number of groups	=	36
F (5, 28)	=	8.65
Prob > F	=	0.0000
within R-squared	=	0.0778

txPIB	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl L1.	-.0063634	.0033545	-1.90	0.068	-.0132347	.000508
ht L1.	-.0516104	.0779231	-0.66	0.513	-.2112287	.1080079
txe L1.	-.0021285	.0227083	-0.09	0.926	-.0486444	.0443873
ftf L1.	-.0617884	.0292361	-2.11	0.044	-.1216759	-.0019009
txf L1.	-.0298614	.0149348	-2.00	0.055	-.060454	.0007313
_cons	.4598393	.3298019	1.39	0.174	-.2157291	1.135408

A.14 – Análise da estimação do crescimento do PIB com variáveis do ano anterior em Driscoll-Kraay exceto dsg. Nota: Elaboração própria pelo Stata. Onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
Method: Fixed-effects regression
Group variable (i): ID
maximum lag: 3

Number of obs	=	471
Number of groups	=	34
F (5, 28)	=	5.44
Prob > F	=	0.0013
within R-squared	=	0.0483

txPIB	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl L1.	-.0099015	.0035387	-2.80	0.009	-.0171502	-.0026527
ht L1.	.0112162	.0661251	0.17	0.867	-.1242349	.1466674
txe L1.	-.0314589	.0211052	-1.49	0.147	-.074691	.0117733
dsg L1.	.0080385	.0314263	0.26	0.800	-.0563354	.0724124
txf L1.	-.0223364	.0124766	-1.79	0.084	-.0478935	.0032207
_cons	.052342	.2145875	0.24	0.809	-.3872205	.4919045

A.15 – Análise da estimação do crescimento do PIB com variáveis do ano anterior em Driscoll-Kraay exceto ftf. Nota: Elaboração própria pelo Stata. Onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.

Regression with Driscoll-Kraay standard errors
Method: Fixed-effects regression
Group variable (i): ID
maximum lag: 3

Number of obs	=	471
Number of groups	=	34
F (5, 28)	=	2.62
Prob > F	=	0.0459
within R-squared	=	0.0245

txPIB	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sl L1.	-.0092593	.0032255	-2.87	0.008	-.0158664	-.0026522
ht L1.	-.0037879	.070986	-0.05	0.958	-.1491962	.1416203
txe L1.	-.0568656	.0352536	-1.61	0.118	-.1290793	.0153481
dsg L1.	-.0009694	.0372959	-0.03	0.979	-.0773665	.0754277
ftf L1.	-.0142092	.0247627	-0.57	0.571	-.0649334	.0365149
_cons	.1354252	.2455487	0.55	0.586	-.3675585	.6384089

A.16 – Análise da estimação do crescimento do PIB com variáveis do ano anterior em Driscoll-Kraay exceto txf. Nota: Elaboração própria pelo Stata. Onde sl - semanas de licença de maternidade; txe - a taxa de emprego total para idades entre 25-54 anos; ht - a média de horas de trabalho; ftf - a força de trabalho feminina; txf - a taxa de fertilidade; dsg – diferença salarial entre géneros.